Document de travail nº 17

# Mobilité sectorielle de la main-d'œuvre et chômage au Canada

Surendra Gera et Syed Sajjadur Rahman

1991

ISSN 1180–3495

92-05309/

# Mobilité sectorielle de la main-d'œuvre et chômage au Canada

## La situation dans les années 80

Les résultats publiés dans le présent document demeurent l'entière responsabilité des auteurs et, en tant que tels, n'engagent en rien le Conseil économique du Canada.

Les droits d'auteur sur les « Documents de travail » du Conseil économique appartiennent à la Couronne. Toute reproduction de courts extraits est autorisée aux termes de la législation canadienne sur le droit d'auteur. L'autorisation de reproduire ou de citer de longs extraits doit être adressée au :

Directeur des publications
Conseil économique du Canada
Case postale 527
Ottawa (Ontario)
K1P 5V6

## Table des matières


**Remerciements** vii

**Avant-propos** ix

**Résumé** xi

**Introduction** 1

**L'hypothèse des déplacements sectoriels : incidence sur la mobilité sectorielle de la main-d'œuvre et le chômage** 2
- Le modèle formel 3
- L'hypothèse des déplacements sectoriels et la mobilité sectorielle de la main-d'œuvre 5

**Mobilité sectorielle de la main-d'œuvre et chômage : la situation au Canada** 6
- Données chronologiques sur le taux de chômage global et la mobilité interindustrielle de la main-d'œuvre 7
- Données microéconomiques sur la mobilité sectorielle de la main-d'œuvre 9
  - Données de l'EA sur les cessations d'emploi et la période subséquente 10
  - Données sur les personnes ayant trouvé un emploi en 1986 10
  - Analyse à plusieurs variables fondée sur les données de l'EA 16

**Obstacles à la mobilité interindustrielle** 24
- Restructuration industrielle et évolution de la nature des emplois 25
- Caractère incertain du marché de l'emploi 26
- Effets d'entraînement 27
- Contraintes à la mobilité sectorielle chez les travailleurs plus âgés 31

**Conclusions** 31

**A L'Enquête sur l'activité, 1986** 37

**B Définition des variables** 41

**Notes** 45

**Liste des tableaux** 49

**Bibliographie** 51

## Remerciements

Nous tenons à remercier Luc Filion et John Touchie, qui ont agi à titre d'assistants de recherche pour ce document, Andrew Burns, Gilles Grenier, David Murell et Miles Corak qui nous ont fourni des commentaires judicieux, et Mary Rowe qui a assuré une dactylographie de qualité. Une version préliminaire de ce document de travail a été présentée à la réunion de l'Association canadienne de sciences économiques, qui s'est tenue à Québec du 2 au 4 juin 1989. Les auteurs ont profité beaucoup des discussions qu'ils ont eues avec leurs collègues du Conseil économique. Cependant, ils assument seuls la responsabilité de toute erreur ou omission qui aurait pu s'y glisser.

## Avant-propos

La composition industrielle de l'emploi change constamment. En raison de l'intégration de plus en plus poussée de l'économie mondiale, les industries canadiennes se trouvent aux prises avec une forte concurrence et, si bon nombre d'industries et d'entreprises sont en mesure d'y faire face, d'autres ne le peuvent pas. Les fermetures d'entreprises qui en résultent laissent des travailleurs sans emploi. D'autres changements peuvent aussi causer du chômage dans certaines industries. Ainsi, les chocs des prix pétroliers à la fin des années 70 ont eu des effets variables selon l'industrie; dans certains secteurs, ils ont entraîné des mises à pied et du chômage.

Le présent document étudie le sort des travailleurs qui ont subi une cessation d'emploi. Où retrouvent-ils du travail ? Combien de temps leur faut-il pour retrouver un emploi ? Y a-t-il des caractéristiques démographiques ou personnelles qui influent sur la probabilité de retrouver un emploi ? Il est important de connaître les réponses à ces questions parce qu'elles pourraient servir de guide à l'élaboration de politiques visant à répondre aux besoins des personnes qui sont le plus touchées par le chômage. Ainsi, les travailleurs ayant perdu involontairement leur emploi et les travailleurs plus âgés ont tendance à rester plus longtemps en chômage et représentent par le fait même une part disproportionnée des personnes en chômage durant de longues périodes. Dans l'ensemble, l'analyse fait ressortir une baisse de la mobilité interindustrielle entre 1980 et 1986.

Ces constatations suscitent une certaine inquiétude. Un des principaux problèmes du marché du travail auxquels sont confrontés les Canadiens est la nécessité de réaffecter la main-d'œuvre des secteurs en déclin aux secteurs en expansion. Si ce processus se déroule lentement, le chômage s'accroîtra. La rapidité du transfert dépend, en partie, de la flexibilité des travailleurs et de leur aptitude à acquérir de nouvelles compétences. Le présent document fait valoir la nécessité de mettre l'accent sur des mesures qui favorisent l'acquisition d'une nouvelle formation professionnelle.

Ce document s'inscrit dans le cadre des recherches effectuées par le Conseil économique en vue de la publication du Vingt-septième Exposé annuel, *Une décennie de transitions* [1990], et du rapport intitulé *Tertiarisation et polarisation* [1988]. Surendra Gera et Syed Sajjadur Rahman font partie de l'équipe d'économistes du Conseil économique du Canada.

Judith Maxwell
Présidente

## Résumé

Le présent document vise à analyser l'évolution de la mobilité sectorielle de la main-d'œuvre, du chômage et de l'adaptation au marché du travail dans les années 80 au Canada. L'analyse part de l'hypothèse des « déplacements sectoriels » proposée par Lilien [1982]. Selon cette hypothèse, si le processus de réaffectation de la main-d'œuvre est trop lent, il peut nuire à la capacité des travailleurs de s'adapter aux changements de la demande de main-d'œuvre résultant d'événements propres à un secteur, qu'il s'agisse d'événements de nature évolutionniste (l'expansion du secteur des services) ou ponctuelle (les chocs des prix pétroliers). Il peut en résulter une augmentation du chômage. Il est donc essentiel d'avoir une bonne compréhension de l'interaction entre la mobilité sectorielle de la main-d'œuvre et le chômage pour élaborer des politiques visant à atténuer les épreuves occasionnées par l'évolution de la composition sectorielle de l'activité économique.

Le présent document aborde trois aspects particuliers :

- Au niveau global, les tendances de la mobilité sectorielle de la main-d'œuvre sont-elles procycliques ? Les périodes où le taux de chômage est élevé sont-elles caractérisées par une faible mobilité interindustrielle ?

- Au niveau individuel, les périodes de chômage sont-elles différentes selon que les travailleurs restent dans la même industrie (sédentaires) ou qu'ils changent de secteurs (migrants) ?

- Quels facteurs entravent la mobilité interindustrielle ?

L'interaction au niveau global est confirmée par les données tirées des séries chronologiques des années 80. Les tendances de la mobilité individuelle sont analysées à partir des résultats de l'Enquête sur l'activité de 1986.

Les données chronologiques indiquent que la mobilité interindustrielle de la main-d'œuvre a été procyclique entre 1980 et 1986. Toutefois, le taux de mobilité était inférieur en 1985-1986 à celui de la période 1980-1981, c'est-à-dire avant la récession. La baisse du taux de mobilité en 1985-1986 reflète un ralentissement du processus d'adaptation de la main-d'œuvre canadienne au marché du travail.

L'analyse des tendances individuelles révèle qu'en 1986 :

• Le chômage subi par la majorité des personnes ayant trouvé un emploi peut être considéré comme étant de nature frictionnelle et correspond à un fonctionnement efficace du marché du travail. Pour ce type de chômage, la proportion des migrants était plus importante que celle des personnes n'ayant pas quitté leur industrie.

• Les personnes ayant subi involontairement une cessation d'emploi et celles qui étaient plus âgées ont connu des périodes de chômage plus longues.

• Environ 20 % des travailleurs ayant subi une cessation d'emploi et qui n'avaient pas retrouvé de travail ont été en chômage pendant plus de six mois. Les travailleurs plus âgés et les personnes ayant perdu involontairement leur emploi sont sur-représentés dans ce groupe de chômeurs.

Dans l'ensemble, l'existence de facteurs tels que l'incertitude liée au chômage (l'impossibilité pour les personnes ayant quitté leur emploi d'évaluer leurs chances de trouver un emploi dans une autre industrie) et les effets d'entraînement (une réduction ou une augmentation de l'emploi dans une industrie entraînant une augmentation ou une réduction de l'emploi dans une autre), ainsi que le processus continu de restructuration industrielle qui est en cours au Canada pourraient avoir provoqué une baisse de la mobilité inter-industrielle et un accroissement de la durée du chômage de longue durée, notamment dans le cas des personnes n'ayant pas trouvé de travail.

Les politiques qui pourraient être les plus efficaces face aux déplacements sectoriels sont celles qui visent à faciliter les transferts de main-d'œuvre entre industries, par exemple les mesures destinées à encourager les travailleurs à acquérir d'autres compétences professionnelles.

## Introduction

La prédominance d'un taux de chômage élevé et persistant au Canada dans les années 80 a fait l'objet de nombreuses recherches. Un certain nombre d'études qui tentaient d'expliquer les taux de chômage élevés observés au cours de la décennie à partir des facteurs qui influent sur le taux de chômage naturel ont généralement mené à la conclusion que le chômage des années 80 était dû principalement aux changements structurels occasionnés par des facteurs tels que la hausse du prix du pétrole et la baisse des prix des denrées sur les marchés internationaux [voir, par exemple, Burns, 1990; McCallum, 1987; Rose, 1988; Fortin, 1989]. D'autres études ont analysé la persistance du chômage dans les années 80 en s'intéressant à l'évolution du chômage et à son incidence sur la durée des périodes de chômage [Corak, 1990; Rahman et Gera, 1990*a*]. Ces études indiquent que la persistance du chômage est attribuable essentiellement à une baisse des taux de sortie et à une concentration du chômage chez les personnes qui sont sans emploi durant de longues périodes.

Un aspect qui n'a pas reçu beaucoup d'attention de la part des chercheurs est la relation entre la mobilité sectorielle de la main-d'œuvre et le chômage. Cependant, les transitions sectorielles de l'activité économique posent un défi redoutable aux travailleurs. Ces transitions sont attribuables à des crises qui touchent l'ensemble de l'économie ou un secteur en particulier et peuvent entraîner une modification de la composition industrielle de l'emploi; certaines industries gagnent des emplois alors que d'autres en perdent. L'adaptation du marché du travail à l'évolution sectorielle de l'emploi dépend, dans une large mesure, de l'aptitude des travailleurs à changer d'industrie. Si la réaffectation de la main-d'œuvre prend beaucoup de temps à se réaliser, cela empêchera une adaptation rapide des travailleurs aux changements de la demande de main-d'œuvre. Il peut en résulter un accroissement du chômage. Il est alors essentiel d'avoir une bonne compréhension de la nature des interactions entre le chômage et les processus de mobilité sectorielle de la main-d'œuvre afin de pouvoir élaborer des politiques de main-d'œuvre qui permettront d'atténuer les difficultés imputables à l'évolution de la composition industrielle de l'activité économique.

Le présent document est consacré à l'étude des tendances de la mobilité sectorielle de la main-d'œuvre, du chômage et de l'adaptation au marché du travail dans les années 80 au Canada. On y aborde plus particulièrement trois questions. *Tout d'abord*, au niveau global, nous avons cherché à déterminer si la mobilité sectorielle de la main-d'œuvre est procyclique – les périodes de chômage élevé se caractérisent-elles par une faible mobilité interindustrielle ? La faible mobilité en période de chômage élevé peut être la cause de la persistance du chômage et peut transformer les effets d'un choc transitoire (tel qu'une récession) en un phénomène plus durable. Il peut alors en résulter une augmentation du taux de chômage naturel.

En *deuxième* lieu, au niveau microéconomique, nous analysons les tendances de la mobilité sectorielle des personnes qui ont subi une cessation d'emploi. Existe-t-il des différences de mobilité interindustrielle entre divers groupes ? Par exemple, les « migrants » (les travailleurs ayant changé d'industrie) ou les « sédentaires » (les travailleurs qui cherchent un autre emploi dans la même industrie) restent-ils plus longtemps en chômage ?

Le *troisième* aspect étudié correspond aux facteurs qui freinent la mobilité interindustrielle de la main-d'œuvre.

## L'hypothèse des déplacements sectoriels : incidence sur la mobilité sectorielle de la main-d'œuvre et le chômage

Le point de départ de notre analyse consiste à étudier l'incidence de l'hypothèse des déplacements sectoriels sur la mobilité de la main-d'œuvre et le chômage. Cette hypothèse produit des résultats vérifiables au sujet de la relation entre la mobilité sectorielle et le chômage.

L'hypothèse des déplacements sectoriels s'appuie sur le postulat que le taux de chômage naturel est étroitement lié au processus de redistribution de la main-d'œuvre. En particulier, le rythme auquel s'effectue le transfert de la main-d'œuvre résultant des mouvements intrasectoriels et intersectoriels de l'emploi a un effet déterminant sur le taux de chômage naturel. Ce dernier est d'autant plus élevé que le transfert de la main-d'œuvre s'effectue lentement.

Tel que l'a fait valoir Lilien [1982, 1984], cette hypothèse offre une explication de la tendance à la hausse du taux de chômage aux États-Unis, notamment dans les années 70. Cette façon d'aborder la question rompait avec l'analyse macroéconomique traditionnelle voulant que les fluctuations au niveau global soient généralement causées par des chocs à ce niveau, c'est-à-dire que le chômage observé est en bonne partie cyclique. Selon Lilien, des événements tels que l'évolution rapide de la technologie, les variations de la demande pour les produits ou un changement important des prix relatifs (par exemple, le choc provoqué par la hausse des prix du pétrole à la fin des années 70) ont conduit les entreprises à rajuster leurs effectifs plus encore qu'à l'habitude. Une telle adaptation peut entraîner la mise à pied d'un certain nombre de travailleurs. Si le rythme de réaffectation de la main-d'œuvre est lent, il faudra quelque temps avant que les travailleurs qui ont subi une cessation d'emploi se trouvent du travail et cela entraîne inévitablement une hausse du chômage.

La conséquence la plus fondamentale de cette théorie est que, dans la mesure où les chocs touchant un secteur en particulier sont disproportionnés et varient

dans le temps, il n'y a aucune raison pour que le taux de chômage naturel demeure constant dans le temps. En conséquence, l'hypothèse des déplacements sectoriels suppose un taux de chômage naturel variable.

### *Le modèle formel*

Le modèle élaboré par Lilien [1982] en vue d'analyser l'incidence des déplacements sectoriels sur le chômage est semblable, dans sa forme, au modèle de recherche d'emploi à l'équilibre de Lucas et Prescott [1974][1]. Ce modèle part d'une situation où il y a échange de main-d'œuvre entre plusieurs « îlots » distincts dans l'espace et sur le plan de l'information, et où la mobilité de la main-d'œuvre prend beaucoup de temps à se réaliser. La demande de produits dans chacun de ces marchés est sujette à des fluctuations aléatoires qui entraînent des écarts temporaires de salaire entre les îlots et incitent les travailleurs des secteurs plus durement touchés à orienter leur recherche d'emploi vers des marchés plus attrayants. Ce processus de recherche prend du temps et se traduit par du chômage. Si les fluctuations aléatoires qui touchent les divers secteurs sont identiques et indépendantes les unes des autres, il en résulte un chômage constant à l'équilibre.

Lilien estime qu'il y a peu de raisons de croire que les entreprises d'un secteur donné ou des divers secteurs subissent toutes les mêmes perturbations ni que ces perturbations ont toujours la même amplitude. Certaines entreprises ou certains secteurs peuvent connaître des changements importants occasionnés par des facteurs tels que la technologie, la demande de produits, la concurrence internationale et l'approvisionnement en facteurs de production. Ces changements peuvent conduire certaines entreprises ou certains secteurs à accroître leurs effectifs alors que d'autres les réduisent. Si les travailleurs des segments de l'économie en perte de vitesse ont du mal à trouver du travail dans les segments en expansion, le chômage s'accroîtra. Cette augmentation se produira même si la demande globale demeure constante.

Un modèle mathématique simple peut servir à illustrer l'hypothèse des déplacements sectoriels. L'embauche de travailleurs par une entreprise peut être divisée en deux éléments : un élément universel et un élément propre à l'entreprise. L'élément universel, qui correspond aux fluctuations de l'ensemble de l'économie, est commun à toutes les entreprises; l'élément spécifique correspond aux fluctuations qui touchent uniquement l'entreprise en question. Soit $h$ l'embauche nette (le taux de variation de l'emploi) de l'entreprise; les deux éléments de $h$ sont :

$$h = H + e \qquad (1)$$

où $H$ est le taux global de variation de l'emploi et $e$, l'élément propre à l'entreprise. La variable $e$ est distribuée avec une variance ($\sigma$) entre les diverses

entreprises. Si $h < 0$, l'entreprise licencie des travailleurs; si $h > 0$, l'entreprise embauche des travailleurs.

On obtient la relation pour l'ensemble de l'économie en faisant la somme pour toutes les entreprises. Cette relation est la suivante :

$$H = A - L \tag{2}$$

$$L = g(H, \sigma(t)) \tag{3}$$

$$A = H + g(H, \sigma(t)) \tag{4}$$

où $A$ est la somme des personnes embauchées, $L$, la somme des mises à pied et $0 > g < 1$. Si la dispersion de l'embauche augmente, comme l'indiquerait une hausse de $\sigma$ lorsque $H$ demeure constant, on aura à la fois une augmentation de $A$ et de $L$.

Supposons que la durée du chômage soit influencée par les variations des conditions de la demande globale, $X(t)$. Les éléments de $X(t)$ qui sont le plus susceptibles d'avoir une incidence sur la durée du chômage sont les changements imprévus. Supposons, en outre, que la main-d'œuvre globale soit constante; dans ce cas, $H$, le taux global de variation de l'emploi, est égal à la valeur négative de la variation du chômage. On peut alors poser l'équation dynamique du chômage suivante :

$$U(t) = k[U(t-1), \sigma(t), X(t)]. \tag{5}$$

Le taux de chômage naturel est maintenant fonction de $\sigma$, la variance du taux d'embauche net des entreprises pour l'élément propre à l'entreprise, et de $X(t)$, qui représente les éléments imprévus de la demande globale, y compris les fluctuations imprévues des salaires et des prix[2].

Les essais empiriques de l'incidence des déplacements sectoriels sur le chômage ont été effectués surtout au niveau global. Les chercheurs ont estimé des équations simplifiées du chômage (variantes de l'équation 5) incluant une mesure de $\sigma$ comme variable explicative. En termes opérationnels, cette variable a été définie par Lilien [1982] comme étant l'écart-type des taux de croissance de l'emploi des diverses industries par rapport à la croissance moyenne de l'emploi dans l'ensemble des industries, pondérés selon la part de chaque industrie dans l'emploi total. Tout compte fait, les données macroéconomiques de l'incidence des déplacements sectoriels (mesurée par l'indice de dispersion de l'emploi) sur les fluctuations des taux de chômage globaux ne sont pas concluantes. D'aucuns font valoir que plusieurs événements influent sur la réaffectation de la main-d'œuvre et qu'une mesure globale telle que l'indice de dispersion de l'emploi ne peut pas rendre compte des diverses répercussions de ces événements[3].

### *L'hypothèse des déplacements sectoriels et la mobilité sectorielle de la main-d'œuvre*

Le principal désavantage de l'analyse globale du processus des déplacements sectoriels est qu'elle ne permet pas de mettre en évidence le processus de réaffectation de la main-d'œuvre et, en particulier, le rythme auquel les travailleurs changent d'emploi et d'industrie. Rappelons que, selon l'hypothèse des déplacements sectoriels, les chocs que subit un secteur ou une entreprise occasionnent du chômage si le transfert de la main-d'œuvre prend un certain temps. Si les travailleurs pouvaient changer d'entreprise ou d'industrie facilement et rapidement, l'adaptation à ces chocs se ferait sans provoquer de chômage important. Pour déterminer la validité de l'hypothèse des déplacements sectoriels, il est alors essentiel d'examiner la mobilité intersectorielle de la main-d'œuvre. Un tel examen nécessite l'analyse de microdonnées sur les antécédents de chômage et la mobilité des travailleurs.

Un exemple notable de ce type d'analyse est l'étude de Murphy et Topel [1987] sur la mobilité sectorielle des travailleurs de sexe masculin aux États-Unis durant la période 1970-1985. Les auteurs distinguent deux types de travailleurs, les « sédentaires », c'est-à-dire les travailleurs qui, après avoir perdu leur emploi, ont retrouvé du travail dans la même industrie et les « migrants », c'est-à-dire ceux qui, après avoir perdu leur emploi, ont retrouvé du travail dans une autre industrie ou un autre secteur.

Murphy et Topel estiment que la distinction entre sédentaires et migrants est importante. D'après eux, ce sont les migrants, c'est-à-dire les travailleurs qui prennent part au processus de mobilité intersectorielle (ou interindustrielle), qui sont importants dans une analyse des déplacements sectoriels. Ils font valoir que l'élément clé de la théorie des déplacements sectoriels est que la fréquence du chômage est liée à la mobilité sectorielle de la main-d'œuvre [1987, p. 43].

Les auteurs proposent deux hypothèses vérifiables pour déterminer l'importance de la mobilité intrasectorielle et intersectorielle de la main-d'œuvre et, par extension, des déplacements sectoriels, lorsqu'il s'agit d'expliquer le chômage[4] :

- la mobilité interindustrielle de la main-d'œuvre doit être contracyclique. Elle devrait être à son plus haut (bas) niveau en période de chômage élevé (faible);

- les migrants devraient être à l'origine de la plus grande part de la variation du taux de chômage.

Dans leur analyse des microdonnées sur la mobilité sectorielle des travailleurs de sexe masculin aux États-Unis entre 1975 et 1985, Murphy et

Topel ont observé que la mobilité entre les secteurs était procyclique, ayant enregistré les niveaux les plus bas au cours des récessions de 1975 et 1983. Le rythme du transfert de la main-d'œuvre semble donc plus rapide en période d'expansion qu'en période de récession. Ils ont également relevé une baisse progressive de la mobilité sectorielle des travailleurs masculins. Enfin, ils ont constaté que ce sont les sédentaires qui contribuent le plus aux fluctuations cycliques des effets globaux du chômage. Ces constatations vont à l'encontre de leur interprétation de l'hypothèse des déplacements sectoriels.

Lilien [1987], dans sa critique des travaux de Murphy et Topel, met en doute la validité de leur formulation des hypothèses vérifiables. Il soutient que ce que ces auteurs considèrent comme une preuve allant à l'encontre de l'hypothèse des mouvements sectoriels corrobore en fait celle-ci. Il en donne l'explication suivante, à laquelle nous sommes portés à souscrire. L'hypothèse des déplacements sectoriels comporte deux éléments essentiels. D'une part, il y a certaines périodes durant lesquelles on observe des mouvements exceptionnels dans la demande de main-d'œuvre et l'emploi. Ces mouvements ne sont pas dus à des perturbations globales mais à une multitude de petits chocs disproportionnés touchant des secteurs particuliers. D'autre part, le processus de réaffectation de la main-d'œuvre déclenché par ces chocs intersectoriels est lent. Comme nous l'avons souligné plus haut, si le rythme de redistribution de la main-d'œuvre est rapide et peu coûteux, l'adaptation (du marché du travail) n'occasionnera pas de chômage. Par contre, si le processus de transfert est lent, le chômage va augmenter par suite de l'allongement de la période de non emploi. Par conséquent, le chômage occasionné par une série donnée de chocs du côté de la demande n'est pas relié positivement à la rapidité de la réaffectation de la main-d'œuvre » [Lilien, 1987, p. 64]. Plus le niveau de mobilité est faible, plus la réaffectation est lente et, par conséquent, plus le chômage augmente. Cela voudrait dire que la mobilité est procyclique. Pour Lilien, la conclusion de Murphy et Topel selon laquelle les sédentaires sont à l'origine de la plus grande partie du chômage corrobore l'hypothèse des déplacements sectoriels. C'est parce que les travailleurs ne quittent pas leur secteur pour un autre où ils auraient un emploi plus productif que le taux de chômage augmente [Lilien, 1987, p. 65].

## Mobilité sectorielle de la main-d'œuvre et chômage : la situation au Canada

Dans cette section, nous allons étudier les conséquences de l'hypothèse des déplacements sectoriels sur le plan microéconomique à l'aide de données sur le Canada. Nous visons en particulier à vérifier si 1) les tendances de la mobilité interindustrielle de la main-d'œuvre ont été procycliques au cours du dernier cycle économique (1981-1986) et 2) si ce sont les sédentaires ou les migrants qui ont le plus souffert du chômage. Les données relatives à ce

dernier aspect, tirées de l'Enquête sur l'activité (EA) de 1986, nous permettent de préciser les caractéristiques et le statut des travailleurs qui ont subi une cessation d'emploi en 1986.

### *Données chronologiques sur le taux de chômage global et la mobilité interindustrielle de la main-d'œuvre*

Nous cherchons ici à déterminer si les variations de la mobilité sont procycliques ou contracycliques. Selon Murphy et Topel [1987], une relation positive entre ces variables corroborerait l'hypothèse des déplacements sectoriels alors que, selon Lilien [1987], il faudrait au contraire que la relation soit négative.

Le tableau 1 montre les taux de mobilité interindustrielle, c'est-à-dire le pourcentage de travailleurs ayant changé d'industrie, au Canada et aux États-Unis entre 1980 et 1986. Dans le cas du Canada, les données sont tirées d'Osberg [1988*a*] alors que pour les États-Unis, elles proviennent de Murphy et Topel. Les taux de mobilité pour le Canada, établis en fonction d'une classification à 52 industries, sont tirés des résultats de l'Enquête sur la population

**Tableau 1**

**Chômage global et mobilité interindustrielle : Canada et États-Unis, 1980-1981, 1982-1983 et 1985-1986**

En pourcentage

| | 1980-1981 | 1982-1983 | 1985-1986 |
|---|---|---|---|
| Canada | | | |
| Taux de mobilité[1] | | | |
| Travailleurs | 9,42 | 6,92 | 8,52 |
| Travailleuses | 10,08 | 5,54 | 8,94 |
| Taux de chômage | 7,3 | 12,4 | 9,8 |
| États-Unis[2] | | | |
| Taux de mobilité[3] | 8,24 | 7,57 | 7,62* |
| Taux de chômage | 6,15 | 9,33 | 5,82 |

*Données de 1985.

1 Les taux de mobilité annuels pour le Canada correspondent au pourcentage des travailleurs ayant un emploi en septembre et en février et qui ont changé d'industrie.

2 Les données des États-Unis ne portent que sur les travailleurs de sexe masculin.

3 Les taux de mobilité annuels pour les États-Unis correspondent au pourcentage de travailleurs expérimentés de sexe masculin ayant déclaré que leur employeur était différent de celui pour lequel ils avaient travaillé le plus longtemps au cours de l'année dernière.

Source : Estimations des auteurs, d'après Osberg [1988*b*] et Murphy et Topel [1987].

active (EPA). Osberg a constitué un fichier de données quasi-longitudinales à partir des données des échantillons de l'EPA de 1980-1981, 1981-1982 et 1985-1986. La construction d'un tel fichier est fondée sur une caractéristique intéressante de l'EPA, à savoir que les répondants sont réinterviewés pendant six mois consécutifs. Dans ce cas, les données obtenues lors de l'enquête de septembre ont été comparées aux réponses fournies par les mêmes répondants à l'Enquête annuelle sur les régimes de travail (EART) du mois de janvier suivant et à l'EPA du mois de février suivant.

Les résultats de cette analyse révèlent que, dans les années 80, la mobilité interindustrielle a été procyclique au Canada. La mobilité et le taux de chômage global se sont déplacés dans des directions opposées. La mobilité interindustrielle a eu tendance à baisser durant la période de chômage élevé (1982-1983) et à s'élever durant les périodes de faible chômage. Environ 8,5 % des travailleurs et environ 9 % des travailleuses ont changé de secteur en 1985-1986[3]. Ces résultats indiquent qu'au Canada, les faits corroborent l'opinion de Lilien voulant qu'il existe une relation négative entre les taux de mobilité et le taux de chômage global.

Le taux de chômage élevé et la mobilité relativement faible qui caractérisent la récession de 1982-1983 témoignent d'une plus grande difficulté d'adaptation au marché du travail durant cette période. La gravité de la récession a entraîné une baisse de l'emploi et réduit les possibilités d'emploi dans tous les secteurs de l'économie. La faible mobilité qui en a résulté s'est traduite par un allongement des périodes de chômage. Ainsi, la persistance du chômage observée dans les années 80 peut être interprétée comme un indice de la faible mobilité des travailleurs.

Une relation inverse entre la mobilité interindustrielle de la main-d'œuvre et le chômage est également évidente en période de reprise et d'expansion. Lorsque le taux de mobilité s'élève, le taux de chômage diminue. Le fait que ce rapport ait été observé sur l'ensemble du cycle économique semble indiquer que les fluctuations de la mobilité interindustrielle de la main-d'œuvre sont déterminantes en ce qui a trait aux variations du chômage.

La relation négative entre la mobilité interindustrielle de la main-d'œuvre et le chômage se vérifie également aux États-Unis. Toutefois, chez les travailleurs masculins, les hausses et les baisses du taux de mobilité sont plus marquées au Canada qu'aux États-Unis durant tout le cycle économique. Par ailleurs, au Canada, le taux de chômage s'est accru de façon plus importante durant la récession et a baissé plus lentement au cours de la reprise et de l'expansion qui ont suivi, comparativement à ce que l'on a observé aux États-Unis. Ces différences signifient qu'il y aurait une asymétrie entre les deux pays dans la réaction du taux de chômage aux fluctuations de la mobilité interindustrielle. Au Canada, les variations du niveau d'activité économique

se traduisent par une plus grande volatilité du taux de mobilité. Cependant, alors que le chômage a augmenté plus rapidement au Canada durant la récession, il a ensuite baissé plus lentement qu'aux États-Unis. Cela signifie que l'adaptation au marché du travail dans les années qui ont suivi la récession a été plus lente au Canada qu'aux États-Unis.

### *Données microéconomiques sur la mobilité sectorielle de la main-d'œuvre*

Nous allons maintenant faire porter notre analyse sur les données microéconomiques relatives à la mobilité intra-industrielle et interindustrielle ainsi qu'au chômage. Nous aborderons les questions suivantes : Quelle est la mobilité sectorielle des travailleurs qui ont subi une cessation d'emploi ? Quelles sont les tendances du chômage chez les sédentaires et les migrants ? Faut-il plus de temps à un migrant pour trouver un nouvel emploi ? Quelles autres caractéristiques influent sur le temps nécessaire pour retrouver un emploi ? En ce qui a trait à la vérification de l'hypothèse des déplacements sectoriels, rappelons que Murphy et Topel ont avancé que les migrants sont probablement à l'origine de la plus grande partie du chômage alors que pour Lilien, ce serait les sédentaires.

Les données illustrant l'adaptation individuelle sont tirées de l'Enquête sur l'activité (EA) de 1986 (voir l'appendice A pour des détails concernant l'EA). Le nombre d'emplois déclaré par les répondants de l'EA pour 1986 peut aller jusqu'à cinq. Cependant, le nombre de cas où il est fait état d'un troisième, quatrième ou cinquième emploi est trop faible pour appuyer une analyse statistique valable. C'est pourquoi notre étude portera principalement sur les travailleurs qui ont quitté un premier emploi en 1986, sur leur succès ou leur échec à retrouver du travail dans la même année et sur les caractéristiques de leur second emploi. Il importe tout d'abord de préciser ce que l'on entend par *premier emploi*. L'expression ne désigne pas nécessairement le premier emploi obtenu par un travailleur mais son *premier emploi en 1986*, peu importe la date à laquelle il a débuté.

Les données de 1986 ne sauraient être considérées comme étant représentatives de la mobilité sectorielle et du chômage pour l'ensemble des phases du cycle économique. Elles doivent plutôt être traitées comme des indications des tendances de ces deux facteurs à un niveau global donné d'emploi et de chômage. Néanmoins, les données de 1986 sont importantes. Il s'agit d'une année qui, dans la longue phase d'expansion économique au Canada, a suivi de quelque quatre ans la période de récession antérieure. Les tendances de la mobilité observées en 1986 sont donc relativement indépendantes des derniers soubresauts de la récession.

Nous faisons en outre une distinction entre les travailleurs qui ont retrouvé du travail en 1986 après avoir quitté leur emploi plus tôt dans l'année et ceux qui n'en ont pas retrouvé. Tous les travailleurs qui perdent leur emploi au cours d'une année donnée ne retrouvent pas toujours un emploi rapidement. Certains peuvent n'en trouver aucun et être au chômage pendant une longue période. Pour l'élaboration des politiques, il importe de bien connaître les caractéristiques des membres de ce dernier groupe et de bien comprendre leur profil d'adaptation.

### *Données de l'EA sur les cessations d'emploi et la période subséquente*

D'après les estimations faites à partir des résultats de l'EA, plus de 28 % de la population active canadienne, soit environ 3,6 millions de travailleurs, ont quitté leur emploi au moins une fois en 1986. Ce pourcentage donne une indication du taux de roulement, c'est-à-dire le taux auquel les travailleurs quittent leur entreprise en temps normal, sur le marché du travail. Il montre également que le marché du travail canadien est caractérisé par un niveau élevé de « turbulence ».

Une bonne adaptation au marché du travail repose sur la capacité des personnes ayant subi une cessation d'emploi de retrouver du travail. Mais elles peuvent demeurer en chômage pendant une très longue période. Il se peut qu'elles ne trouvent aucun travail, restant en chômage ou quittant la population active. En outre, le processus d'adaptation dépend largement des conditions salariales qui prévalent et aux attentes des travailleurs au sujet des salaires futurs.

### *Données sur les personnes ayant trouvé un emploi en 1986*

*Mobilité intra-industrielle et mobilité interindustrielle* — Les tendances du déplacement des travailleurs d'une entreprise à une autre, d'une industrie à une autre ou d'un secteur à un autre sont un indicateur important de la fluidité du marché du travail. Plus le déplacement se fait aisément, mieux le marché du travail peut assurer la transition d'un emploi à un autre. L'EA fournit des détails sur les travailleurs qui ont changé d'emploi, pour 52 industries et 49 professions. Nous avons examiné les diverses caractéristiques de l'industrie et de la profession à divers niveaux d'agrégation, lesquels sont présentés à l'appendice A.

Au tableau 2, nous présentons des données sur la *mobilité des travailleurs entre les industries* en fonction de certaines caractéristiques. Quatre types de

**Tableau 2**

**Déplacement sectoriel et industriel des personnes ayant trouvé un emploi, selon la raison de la cessation d'emploi et l'âge, Canada, 1986**

En pourcentage

| | Même industrie | Même groupe d'industries | Même secteur | Nouveau secteur | Total |
|---|---|---|---|---|---|
| Ensemble des personnes ayant trouvé un emploi | 38,2 | 12,0 | 27,5 | 22,3 | 100,0 |
| Motif de la cessation d'emploi | | | | | |
| Départ (motif non personnel) | 39,4 | 11,8 | 27,6 | 21,2 | 100,0 |
| Cessation d'emploi involontaire | 34,5 | 11,9 | 28,0 | 25,5 | 100,0 |
| Âge | | | | | |
| 16 à 19 ans | 28,7 | 11,8 | 38,6 | 20,9 | 100,0 |
| 20 à 24 ans | 35,6 | 11,7 | 30,3 | 22,5 | 100,0 |
| 25 à 34 ans | 40,3 | 12,4 | 23,1 | 24,2 | 100,0 |
| 35 à 44 ans | 43,3 | 12,1 | 21,9 | 22,7 | 100,0 |
| 45 à 54 ans | 50,3 | 9,4 | 25,1 | 15,2 | 100,0 |
| 55 à 64 ans | 42,2 | 18,5 | 18,7 | 20,6 | 100,0 |

SOURCE Estimations des auteurs à partir des données de l'Enquête sur l'activité, 1986.

mobilité sont examinés. Tout d'abord, les travailleurs qui ont subi une cessation d'emploi ont-ils retrouvé du travail dans la *même industrie* ? Les données à ce sujet sont présentées pour 52 industries. Deuxièmement, ces travailleurs ont-ils retrouvé du travail dans une industrie connexe quoique différente (*appartenant au même groupe d'industries*) ? Dans ce cas, les 52 industries sont réparties en sept groupes. Un exemple de ce type de mobilité est le déplacement d'une industrie à une autre à l'intérieur du groupe des industries manufacturières. Troisièmement, les travailleurs sont-ils restés dans le même secteur en changeant d'industrie et de groupe d'industries (*même secteur*) ? Nous avons ici considéré deux secteurs : le secteur des biens et celui des services. Quatrièmement, ces travailleurs sont-ils passés dans un *nouveau secteur* ?

En 1986, la majorité (60 %) des travailleurs ayant subi une cessation d'emploi ont trouvé du travail dans une autre industrie. À un niveau désagrégé :

- les tendances de la mobilité chez les travailleurs ayant subi involontairement une cessation d'emploi et chez les travailleurs ayant quitté volontairement leur emploi sont sensiblement les mêmes. Environ le quart des personnes qui ont trouvé un emploi sont passées du secteur des biens à celui des services;

- alors que la mobilité interindustrielle a tendance à diminuer avec l'âge des travailleurs, les deux groupes d'âge inférieurs (16-19 ans et 20-24 ans) se caractérisent par une mobilité relativement élevée.

Bien que les travailleurs changent d'industrie, ils ont tendance à rester dans le même secteur, particulièrement ceux qui travaillent dans une industrie de services (tableau 3). Une part importante (environ 37 %) des travailleurs du secteur des biens qui ont changé d'emploi ont trouvé un nouvel emploi dans le secteur des services, ce qui fournit une indication de la concentration de la croissance de l'emploi dans ce dernier secteur dans les années 80[6].

*Chômage et mobilité interindustrielle* — Les résultats de l'EA révèlent qu'environ 21 % de la population active à subi au moins une semaine de chômage en 1986. De cette proportion, quelque 6 % étaient des migrants et 3 % des sédentaires qui ont réussi à retrouver du travail. Le reste de ces travailleurs étaient des sédentaires qui n'ont pas réussi à retrouver un emploi, c'est-à-dire des travailleurs ayant quitté leur emploi en 1986 qui n'avaient pas réussi à se trouver du travail dans la même année.

Les données révèlent que la majorité des personnes qui se sont trouvé un emploi ont pu faire la transition immédiatement ou très rapidement (tableau 4).

**Tableau 3**

**Déplacement sectoriel des travailleurs ayant changé d'emploi et raison de la cessation d'emploi, par secteur d'origine et de destination, Canada, 1986**

En pourcentage

| | Déplacement sectoriel | Départ (motif non personnel) | Cessation d'emploi involontaire |
|---|---|---|---|
| D'un emploi du secteur des biens | | | |
| à un emploi du secteur des biens | 62,9 | 63,2 | 64,3 |
| à un emploi du secteur des services | 37,1 | 36,8 | 35,7 |
| D'un emploi du secteur des services | | | |
| à un emploi du secteur des services | 83,1 | 83,2 | 80,3 |
| à un emploi du secteur des biens | 16,9 | 16,8 | 19,7 |

SOURCE Estimations des auteurs à partir des données de l'Enquête sur l'activité, 1986.

Un tiers environ de ces personnes sont passées d'un emploi à un autre sans subir de chômage. Il s'agissait, par exemple, de travailleurs qui ont cherché un nouvel emploi alors qu'ils en occupaient déjà un. Ce groupe compte une plus grande proportion de travailleurs qui ont quitté leur emploi que de travailleurs ayant subi involontairement une cessation d'emploi et de travailleurs dans la force de l'âge (par rapport aux autres groupes d'âge). Les données montrent également que près des deux tiers des personnes qui se sont trouvé un emploi ont obtenu du travail dans un délai de quatre semaines et 23 % de ces personnes, dans un délai de 10 semaines.

Cependant, tous les travailleurs n'ont pas eu un sort aussi favorable. Certains ont dû attendre 27 semaines ou plus avant de trouver à nouveau du travail. Bien que le pourcentage représenté par ce groupe soit relativement modeste (3,2 % selon les résultats de l'EA), leur incidence sur la persistance du chômage dans les années 80 a été significative. Parmi les personnes qui se sont trouvé un emploi, la fréquence du chômage de longue durée – 27 semaines ou plus – a été plus forte chez les travailleurs qui ont subi involontairement une cessation d'emploi et chez les travailleurs plus âgés[7].

En ce qui a trait à la durée du chômage, il n'y a pas de différence importante entre les secteurs d'origine et de destination. La durée du chômage a été sensiblement la même pour les travailleurs qui ont quitté leur emploi dans le secteur des biens et qui ont trouvé du travail dans le même secteur ou dans celui des services que pour les travailleurs ayant quitté le secteur des services.

**Tableau 4**

**Durée du chômage des personnes ayant trouvé un emploi, selon le déplacement sectoriel, la raison de la cessation d'emploi et l'âge, Canada, 1986**

En pourcentage

| | Nombre de semaines | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 0 | 1 à 4 | 5 à 9 | 10 à 14 | 15 à 26 | 27 et plus | Total |
| Ensemble des personnes ayant trouvé un emploi | 33,7 | 30,6 | 15,0 | 7,6 | 9,8 | 3,2 | 100,0 |
| Secteur | | | | | | | |
| D'un emploi du secteur des biens | | | | | | | |
| à un emploi du secteur des biens | 34,7 | 31,8 | 11,9 | 8,3 | 9,7 | 3,6 | 100,0 |
| à un emploi du secteur des services | 27,4 | 32,9 | 16,7 | 7,7 | 12,4 | 2,9 | 100,0 |
| D'un emploi du secteur des services | | | | | | | |
| à un emploi du secteur des services | 35,1 | 30,0 | 15,3 | 7,4 | 9,1 | 3,1 | 100,0 |
| à un emploi du secteur des biens | 30,9 | 30,3 | 16,8 | 7,4 | 11,1 | 3,4 | 100,0 |
| Motif de la cessation d'emploi | | | | | | | |
| Départ (motif non personnel) | 47,4 | 34,1 | 9,2 | 3,6 | 3,6 | 2,2 | 100,0 |
| Cessation d'emploi involontaire | 19.5 | 29,5 | 21,3 | 10,9 | 14,6 | 4,2 | 100,0 |
| Âge | | | | | | | |
| 16 à 19 ans | 26,5 | 34,8 | 19,0 | 9,0 | 9,3 | 1,4 | 100,0 |
| 20 à 24 ans | 30,5 | 32,2 | 15,9 | 7,4 | 10,1 | 3,9 | 100,0 |
| 25 à 34 ans | 39,2 | 28,6 | 13,5 | 7,2 | 8,7 | 2,9 | 100,0 |
| 35 à 44 ans | 36,5 | 29,7 | 14,0 | 6,2 | 10,8 | 2,8 | 100,0 |
| 45 à 54 ans | 34,7 | 25,1 | 12,9 | 10,1 | 11,4 | 5,8 | 100,0 |
| 55 à 64 ans | 31,2 | 30,2 | 10,9 | 9,0 | 12,0 | 6,6 | 100,0 |

SOURCE Estimations des auteurs à partir des données de l'Enquête sur l'activité, 1986.

On note également des écarts dans la durée de la période de transition (entre le premier emploi et le second) lorsqu'on examine la mobilité industrielle et professionnelle (tableau 5). Un fait à souligner est la durée moyenne nettement plus élevée de la période de transition chez les travailleurs ayant subi involontairement une cessation d'emploi, tant pour les sédentaires que les migrants et plus particulièrement ces derniers. La tendance est la même lorsqu'on analyse les mouvements entre professions. Dans les deux catégories de travailleurs ayant subi une cessation d'emploi, la durée de la période de chômage est moindre chez les travailleurs qui restent dans la même profession que chez ceux qui en changent. Enfin, les travailleurs qui ont connu une

**Tableau 5**

**Durée moyenne du chômage selon la raison de la cessation d'emploi et la mobilité sectorielle, industrielle et professionnelle, Canada, 1986**

Nombre de semaines

| | Durée moyenne du chômage[1] | | |
|---|---|---|---|
| | Départ (motif non personnel) | Cessation d'emploi involontaire | Moyenne |
| Ensemble des personnes ayant trouvé un emploi | 5,8 | 9,6 | 8,4 |
| Mobilité industrielle | | | |
| Sédentaires | | | |
| Même industrie | 5,5 | 8,7 | 7,6 |
| Même groupe d'industries | 6,7 | 9,4 | 9,0 |
| Même secteur | 6,0 | 10,2 | 8,8 |
| Migrants | | | |
| Nouvelle industrie | 6,1 | 10,0 | 8,8 |
| Nouveau groupe d'industries | 5,9 | 10,1 | 8,7 |
| Nouveau secteur | 5,8 | 10,1 | 8,6 |
| Mobilité professionnelle | | | |
| Sédentaires | | | |
| Même profession | 5,2 | 9,2 | 7,7 |
| Même groupe de professions | 8,9 | 9,8 | 10,1 |
| Migrants interprofessionnels | 6,3 | 9,8 | 8,7 |
| Nouvelle profession | 5,8 | 9,8 | 8,4 |
| Nouveau groupe de professions | | | |

1 La durée moyenne du chômage a été calculée pour les travailleurs ayant subi au moins une semaine de chômage entre l'emploi 1 et l'emploi 2.

Source Estimations des auteurs à partir des données de l'Enquête sur l'activité, 1986.

cessation d'emploi involontaire ont été en chômage plus longtemps que ceux qui ont quitté délibérément leur emploi, peu importe qu'ils soient demeurés dans le même groupe professionnel ou qu'ils aient changé de profession.

*Sédentaires n'ayant pas trouvé un emploi* — Un autre aspect important de cette analyse concerne les sédentaires, soit les travailleurs qui n'ont pas trouvé de travail après avoir subi une cessation d'emploi en 1986. Nos calculs révèlent que près de la moitié de ces travailleurs n'avaient pas trouvé de travail avant la fin de l'année civile. La proportion était plus importante dans le cas des travailleurs du secteur des biens (environ 56 %) que pour ceux du secteur des services (environ 47 %). Durant la même période, un pourcentage plus élevé de travailleurs plus âgés (55 à 64 ans), en particulier dans le secteur des biens, n'ont pas réussi à se trouver un nouvel emploi en 1986. Approximativement 36 % de ces travailleurs sont restés au chômage pendant 27 semaines ou plus en 1986. Dans l'ensemble, le risque d'être en chômage pendant 27 semaines ou plus chez les travailleurs n'ayant pas trouvé un nouvel emploi en 1986 augmentait avec l'âge.

Le chômage de longue durée a une incidence considérable sur la structure du marché de l'emploi et peut faire augmenter le taux de chômage. Lorsque le chômage à long terme provoque une détérioration du capital humain et que les employeurs prennent en considération la durée de la période de chômage comme critère de sélection, le niveau du chômage à l'équilibre s'élève. Dans ce sens, l'allongement de la durée du chômage dans une économie est l'indice d'une diminution progressive de la probabilité qu'ont les chômeurs de se retrouver un emploi plutôt que d'une hausse du taux de chômage consécutive à l'accroissement du nombre de personnes tombant en chômage[8].

Le chômage de longue durée est également un indice de la persistance du chômage engendrée par les déplacements sectoriels. La piètre adaptation structurelle des secteurs à l'offre et à la demande de main-d'œuvre, c'est-à-dire lorsque le nombre d'emplois disponibles augmente dans les secteurs en expansion et que le taux de chômage s'élève dans les secteurs en déclin ou stagnant, peut entraîner une augmentation de la durée des périodes de chômage. Dans ce cas, le chômage serait probablement attribuable aux obstacles à la mobilité intra-industrielle et interindustrielle de la main-d'œuvre.

### *Analyse à plusieurs variables fondée sur les données de l'EA*

Les tableaux 4 et 5 montrent de quelle manière divers groupes sont touchés durant la période de transition entre deux emplois. Toutefois, ils ne permettent

pas d'évaluer la contribution relative de chaque caractéristique à la durée du chômage. Pour ce faire, il nous faut recourir à une analyse à plusieurs variables. Ce type d'analyse permet d'estimer l'incidence d'une caractéristique donnée tout en contrôlant celle d'autres caractéristiques. La période de chômage est-elle plus longue pour les sédentaires que pour les migrants ? Y a-t-il d'autres caractéristiques qui ont un effet significatif sur la période écoulée entre deux emplois ?

L'échantillon utilisé pour les fins de l'analyse à plusieurs variables inclut uniquement les travailleurs qui ont connu une cessation d'emploi en 1986 et qui sont demeurés un certain temps sans emploi. Les personnes sans emploi ou n'ayant pas perdu leur emploi en 1986 de même que celles qui ont changé d'emploi mais ont été en chômage moins d'une semaine ou qui étaient inactives cette année-là ont été exclues. L'échantillon comptait 12 244 personnes, dont 3 990 avaient trouvé un nouvel emploi en 1986 après être restées quelque temps en chômage, alors que 8 254 n'avaient toujours pas retrouvé de travail à la fin de 1986.

Dans cette analyse, nous supposons que le temps qu'il faut pour trouver un emploi ($D$) est une fonction linéaire logarithmique des caractéristiques de la personne, de l'industrie dans laquelle elle travaille, de sa profession et de la nature de la cessation d'emploi. Soit $d_i$ le logarithme naturel de la durée, $e_i$, l'erreur (dont nous supposerons que la distribution est normale) et $X_i$, les caractéristiques de la personne, son emploi et la nature de la cessation d'emploi qu'elle a subie,

$$d_i = X_i \beta + e_i \,. \tag{6}$$

Du fait que les données sur la durée du chômage sont disponibles uniquement pour les personnes dont la période de chômage est terminée, l'échantillon est tronqué à droite. Cela signifie que, pour les données dont nous disposons, l'espérance de $e_i$ n'est pas forcément nulle et un modèle d'estimation des moindres carrés ordinaires (MCO) peut donner une estimation biaisée de $\beta$ (biais de sectionnement). L'équation (7), ci-après, corrige de façon explicite le biais imputable à un résidu de moyenne non nulle,

$$E\,(d_i / X_i, d_i = 0) = X_i \beta + E\,(e_i / d_i = 0). \tag{7}$$

Par ailleurs, l'exclusion de l'échantillon des personnes ayant retrouvé un emploi sans subir aucun chômage entraîne un biais de sélection. Heckman [1979] a proposé une méthodologie pour estimer l'équation (7) de manière à corriger l'effet de sectionnement du côté droit de la distribution et le biais de sélection. On peut obtenir des valeurs convergentes pour les facteurs déterminants de la durée du chômage en estimant dans un premier temps une

équation « probit » pour prédire l'inclusion des périodes tronquées dans l'échantillon observé de la durée du chômage, puis en incluant le ratio de Mill, prédit par cette équation « probit », comme variable additionnelle dans l'équation de la durée du chômage à estimer par la méthode des MCO. Le ratio de Mill permet de neutraliser l'erreur qui peut se produire dans la mesure de la durée du chômage lorsqu'on exclut les personnes dont la période de chômage est tronquée. Les deux étapes de l'estimation se présentent comme suit :

Première étape : On a estimé une équation « probit » pour tous les travailleurs de l'échantillon qui ont connu une cessation d'emploi, y compris ceux qui ont trouvé un nouveau travail en 1986 et ceux qui n'en ont pas trouvé. La variable dépendante est conçue de la façon suivante : on attribue la valeur 1 aux travailleurs ayant subi une cessation d'emploi et dont la période de chômage est terminée et la valeur 0 à ceux dont la période de chômage n'est pas terminée.

Deuxième étape : On a estimé une équation de la durée du chômage au moyen de la méthode des MCO. L'échantillon utilisé comprenait tous les travailleurs ayant subi une cessation d'emploi et dont la période de chômage était terminée. L'équation ainsi estimée se présente comme suit :

$$d_i = X_i \beta + c\,\lambda_i + V_i, \qquad (8)$$

$\lambda$ étant l'inverse du ratio de Mill tiré de l'équation probit et $V$ étant le résidu distribué normalement. $\beta$ et $c$ sont les paramètres que l'on veut estimer.

*Étape 1 : Estimation de la probabilité de trouver un nouvel emploi* — Le tableau 6 donne les résultats de l'estimation probit sous forme réduite pour l'équation (7). Les coefficients estimés indiquent les effets des variables exogènes sur la probabilité de trouver un nouvel emploi par rapport au groupe de référence. La seule exception à cette interprétation est le coefficient donné pour la variable « durée de l'emploi 1 » qui est une variable continue. (On trouvera à l'appendice B les définitions des variables utilisées dans cette estimation.)

Les résultats de l'estimation indiquent que, pour les travailleurs ayant subi une cessation d'emploi,

- la probabilité de trouver un nouvel emploi diminuait avec l'âge,

- les femmes avaient moins de chances de trouver un nouveau travail que les hommes,

– les personnes plus instruites avaient plus de chances de retrouver du travail,

– par rapport à l'Ontario, la probabilité de retrouver du travail était moins élevée dans toutes les autres régions,

– les bénéficiaires de l'assurance-chômage (UIB) avaient une plus faible probabilité de retrouver du travail; on a utilisé une variable d'interaction – UIB et REGION – pour neutraliser les différences régionales du système d'assurance-chômage. Cette constatation vaut également pour les bénéficiaires de l'aide sociale,

– par rapport à la fabrication, la probabilité de trouver un nouvel emploi était plus grande dans toutes les autres industries et plus encore dans les industries de services,

– par rapport aux travailleurs ayant quitté leur emploi pour des raisons non personnelles, tous les autres travailleurs ayant subi une cessation d'emploi avaient moins de chances de retrouver du travail et

– curieusement, les travailleurs qui avaient occupé leur emploi précédent pendant une longue période avaient une plus faible probabilité de retrouver du travail.

*Étape 2 : Estimation de la durée du chômage* — Le principal résultat qui ressort de l'estimation de l'équation (8) est que la mobilité interindustrielle était importante dans la détermination de la durée du chômage (voir le tableau 7). Le coefficient positif et significatif de la variable « autre industrie » indique que, sur l'ensemble des personnes qui ont réussi à se trouver du travail, celles qui ont changé d'industrie ont été en chômage plus longtemps que celles qui sont demeurées dans la même industrie.

Autres résultats importants :

– Par rapport aux personnes du groupe d'âge intermédiaire (25 à 34 ans), les coefficients estimés pour les autres groupes d'âge indiquent que la relation entre l'âge et la durée du chômage aurait la forme d'un U : la période de chômage commence par diminuer pour ensuite augmenter avec l'âge.

– Les travailleurs ayant connu une cessation involontaire d'emploi ont dû subir une période de chômage plus longue que ceux qui avaient quitté leur emploi.

– Pour les travailleurs ayant un niveau de scolarité supérieur aux études secondaires, la période de chômage était moins longue.

**Tableau 6**

**Estimation du maximum de vraisemblance de la probabilité de trouver un nouvel emploi**

| | Groupe de référence | Coefficient | Statistique *t* |
|---|---|---|---|
| Âge | | | |
| 16 à 19 ans | 25 à 34 ans | 0,35 | 5,76 |
| 20 à 24 ans | | 0,28 | 6,33 |
| 35 à 44 ans | | –0,01 | –0,30 |
| 45 à 54 ans | | –0,27 | –4,71 |
| 55 à 64 ans | | –0,81 | –10,89 |
| Femme | Homme | –0,10 | –2,68 |
| Chef de ménage | Autre | 0,36 | 10,13 |
| Étudiant(e) | Non-étudiant(e) | –0,42 | –8,82 |
| Célibataire | Marié(e) | 0,08 | 2,04 |
| Veuf (veuve)/divorcé(e) | | –0,10 | –1,47 |
| Niveau de scolarité | | | |
| Études primaires | Études secondaires | –0,31 | –0,63 |
| Études postsecondaires partielles | | 0,05 | 1,08 |
| Études postsecondaires | | 0,29 | 6,06 |
| Études universitaires | | 0,39 | 6,01 |
| Région | | | |
| Atlantique | Ontario | –0,63 | –10,95 |
| Québec | | –0,40 | –6,18 |
| Prairies | | –0,21 | –4,16 |
| Colombie-Britannique | | –0,32 | –4,46 |
| Assurance-chômage (AC) et région (variables d'interaction) | | | |
| AC et Atlantique | | –0,14 | –2,50 |
| AC et Québec | | –0,10 | –1,35 |
| AC et Ontario | | –0,27 | –3,69 |
| AC et Prairies | | –0,23 | –4,16 |
| AC et Colombie-Britannique | | –0,19 | –2,11 |
| Industrie du dernier emploi | | | |
| Agriculture | Fabrication | 0,15 | 1,51 |
| Foresterie | | 0,39 | 3,32 |
| Autre industrie primaire | | 0,30 | 3,56 |
| Construction | | 0,32 | 4,26 |
| Services de distribution | | 0,26 | 4,50 |
| Services d'information | | 0,11 | 1,45 |
| Services non commerciaux | | 0,20 | 3,09 |
| Services personnels | | 0,26 | 4,00 |
| Profession du dernier emploi | | | |
| Gestion | Construction | –0,13 | –1,45 |

**Tableau 6 (fin)**

| | Groupe de référence | Coefficient | Statistique *t* |
|---|---|---|---|
| Professionnel | | –0,15 | –1,52 |
| Enseignement | | –0,07 | –0,63 |
| Santé | | 0,06 | 0,63 |
| Emploi de bureau | | 0,01 | 0,16 |
| Vente | | 0,00 | 0,00 |
| Services | | –0,12 | –1,64 |
| Profession du secteur primaire | | –0,11 | –1,32 |
| Extraction minière et transformation | | 0,03 | 0,33 |
| Fabrication | | –0,03 | –0,30 |
| Transport | | –0,15 | –1,89 |
| Autre profession | | 1,29 | 6,27 |
| Motif de cessation du dernier emploi | | | |
| Motif personnel | Motif non personnel | –1,12 | –25,12 |
| Cessation d'emploi involontaire | | | |
| – permanente | | –0,47 | –11,96 |
| – temporaire | | –0,63 | –4,35 |
| Autre | | –0,59 | –9,34 |
| Revenu | | | |
| Aide sociale | | –0,33 | –5,88 |
| Indemnités d'accident du travail | | 0,09 | 1,08 |
| Pension de retraite | | –0,24 | –2,67 |
| Durée de l'emploi 1 | | –0,003 | –9,04 |
| Formation partielle fournie par l'État | | 0,17 | 2,79 |
| Date de début du chômage | | | |
| Deuxième trimestre | Premier trimestre | –0,23 | –5,40 |
| Troisième trimestre | | –0,94 | –22,46 |
| Quatrième trimestre | | –2,01 | –41,11 |
| Ordonnée à l'origine | | 1,13 | 10,98 |

**Variable dépendante** : a trouvé un nouvel emploi = 1; n'a pas trouvé un nouvel emploi = 0.
**Nombre d'observations**
Total = 12 244
A trouvé un nouvel emploi = 3 990
N'a pas trouvé un nouvel emploi = 8 254.
**Fonction de vraisemblance logarithmique** = –5 360,9.

**Tableau 7**

**Équation de la durée du chômage, après correction pour les biais de sélection et de sectionnement**

| | Groupe de référence | Coeffi-cient | Statistique *t* |
|---|---|---|---|
| Âge | | | |
| 16 à 19 ans | 25 à 34 ans | –0,07 | –0,96 |
| 20 à 24 ans | | –0,12 | –2,27 |
| 35 à 44 ans | | 0,06 | 1,17 |
| 45 à 54 ans | | 0,27 | 3,55 |
| 55 à 64 ans | | 0,34 | 2,33 |
| Femme | Homme | 0,008 | 0,18 |
| Chef de ménage | Autre | –0,24 | –4,58 |
| Étudiant(e) | Non-étudiant(e) | 0,14 | 2,16 |
| Célibataire | Marié(e) | 0,11 | 2,54 |
| Veuf (veuve)/divorcé(e) | | 0,05 | 0,70 |
| Niveau de scolarité | | | |
| Études primaires | Études secondaires | –0,04 | –0,69 |
| Études postsecondaires partielles | | –0,07 | –1,35 |
| Études postsecondaires | | –0,11 | –1,84 |
| Études universitaires | | –0,17 | –2,14 |
| Région | | | |
| Atlantique | Ontario | 0,16 | 1,62 |
| Québec | | 0,09 | 1,11 |
| Prairies | | 0,07 | 1,18 |
| Colombie-Britannique | | 0,15 | 1,74 |
| Assurance-chômage (AC) et région (variables d'interaction) | | | |
| AC et Atlantique | | 0,34 | 4,70 |
| AC et Québec | | 0,35 | 4,05 |
| AC et Ontario | | 0,47 | 5,86 |
| AC et Prairies | | 0,41 | 6,38 |
| AC et Colombie-Britannique | | 0,38 | 3,62 |
| Industrie et mobilité professionnelle | | | |
| Nouvel employeur | Même employeur | 0,08 | 1,14 |
| Nouvelle industrie | Même industrie | 0,11 | 2,51 |
| Nouveau secteur | Même secteur | –0,008 | –0,19 |
| Nouvelle profession | Même profession | 0,05 | 1,35 |

**Tableau 7 (suite)**

| | Groupe de référence | Coefficient | Statistique *t* |
|---|---|---|---|
| Industrie du dernier emploi | | | |
| Agriculture | Fabrication | –0,06 | –0,48 |
| Foresterie | | 0,01 | 0,09 |
| Autre industrie primaire | | –0,002 | –0,02 |
| Construction | | 0,007 | 0,08 |
| Services de distribution | | –0,03 | –0,39 |
| Services d'information | | –0,07 | –0,86 |
| Services non commerciaux | | –0,005 | –0,07 |
| Services personnels | | 0,008 | 0,10 |
| Profession du dernier emploi | | | |
| Gestion | Construction | 0,24 | 2,34 |
| Professionnel | | 0,11 | 1,01 |
| Enseignement | | 0,52 | 4,00 |
| Santé | | 0,08 | 0,75 |
| Emploi de bureau | | 0,08 | 0,89 |
| Vente | | 0,17 | 1,87 |
| Services | | 0,30 | 3,42 |
| Profession du secteur primaire | | –0,02 | –0,20 |
| Extraction minière et transformation | | 0,06 | 0,73 |
| Fabrication | | 0,11 | 1,14 |
| Transport | | 0,04 | 0,42 |
| Autre profession | | 0,23 | 1,29 |
| Motif de cessation du dernier emploi | | | |
| Motif personnel | Motif non personnel | 0,99 | 7,27 |
| Cessation d'emploi involontaire | | | |
| – permanente | | 0,63 | 10,45 |
| – temporaire | | 1,05 | 5,93 |
| Autre | | 0,45 | 4,98 |
| Revenu | | | |
| Aide sociale | | 0,31 | 4,49 |
| Indemnités d'accident du travail | | 0,02 | 0,23 |
| Pension de retraite | | –0,02 | –0,16 |
| Durée de l'emploi 1 | | 0,0007 | 1,30 |
| Date de début du chômage | | | |
| Deuxième trimestre | Premier trimestre | –0,33 | –7,42 |
| Troisième trimestre | | –0,55 | –4,96 |
| Quatrième trimestre | | –0,80 | –3,08 |

**Tableau 7 (fin)**

| | Groupe de référence | Coefficient | Statistique *t* |
|---|---|---|---|
| Ordonnée à l'origine | | 1,13 | 8,60 |
| Biais de sélection (λ) | | –0,025 | –1,32 |

Variable dépendante : logarithme de la durée de la transition entre l'emploi 1 et l'emploi 2 au niveau national.
Nombre d'observations = 3 990.
$R^2$ ajusté = 0,22.
Moyenne de la variable dépendante = 1,60 semaine.
Écart-type corrigé pour tenir compte du biais de sélection = 1,00.

– Pour les prestataires de l'assurance-chômage et de l'aide sociale de toutes les régions, la période de chômage était plus longue.

– Par rapport aux travailleurs de la construction, la période de chômage était plus longue pour les travailleurs occupant des postes de gestion, d'enseignants, dans la vente ou dans l'industrie des services.

– Par rapport aux industries manufacturières, aucune des variables d'industries n'avait une incidence déterminante sur la durée du chômage.

– Le coefficient de λ (qui est un indice du biais de sélection ou du biais de sectionnement) est négatif, ce qui signifie un biais de sélection positif. Cependant, ce coefficient n'est pas statistiquement significatif.

Les principales conclusions qui découlent de notre analyse des données de l'EA sont que, parmi les personnes qui ont réussi à se trouver un emploi, les migrants ont été plus éprouvés par le chômage, en termes de fréquence et de durée, que les sédentaires. Mais si l'on considère à la fois les chercheurs d'emploi qui ont obtenu du travail et ceux qui n'ont pas réussi à en trouver, la proportion des sédentaires parmi les chômeurs est plus grande que celle des migrants. Ce résultat corrobore les observations de Murphy et Topel concernant les États-Unis. Les travailleurs plus âgés et ceux qui ont subi involontairement une cessation d'emploi étaient moins portés à changer d'industrie pour chercher un nouvel emploi. Ils ont aussi connu une période de chômage plus longue et leur probabilité de trouver un nouvel emploi était (relativement) plus faible.

## Obstacles à la mobilité interindustrielle

Les données présentées dans la section précédente révèlent que le taux de mobilité vers la fin des années 80 était inférieur au taux enregistré au début

de la décennie, soit avant la récession. Plusieurs facteurs peuvent être à l'origine de ce déclin de la mobilité interindustrielle, dont la restructuration industrielle survenue dans les années 80 et le changement dans la composition de l'emploi qui en a résulté, les effets de la baisse de l'emploi dans une industrie sur le chômage dans une autre industrie, l'incertitude concernant les perspectives d'emploi, qui limite l'incitation des travailleurs ayant subi une cessation d'emploi à chercher du travail dans un autre secteur.

### *Restructuration industrielle et évolution de la nature des emplois*

Dans son 25e Exposé annuel, le Conseil économique du Canada soulignait que la récession du début des années 80 s'était accompagnée d'une rationalisation de la structure industrielle au Canada en réponse aux déplacements de l'offre et de la demande sur les marchés intérieurs et internationaux [Conseil économique du Canada, 1988]. Par exemple, la hausse et la baisse subséquente des prix de l'énergie ont conduit à une rationalisation des industries productrices d'énergie aussi bien que des industries énergivores. Les producteurs de matières premières ont fait face à une chute des prix qui les a incités à reconsidérer leur position stratégique sur les marchés internationaux. L'intensification de la concurrence mondiale a modifié la production et la structure des industries traditionnelles. Ces divers éléments ont notamment touché les industries productrices de biens et ont eu un impact significatif sur la composition de l'emploi.

L'évolution de la composition de l'emploi a eu, en retour, une incidence notable sur le fonctionnement du marché du travail au Canada. Le déplacement de l'emploi vers le secteur des services et l'évolution des besoins au chapitre des compétences ont provoqué des déséquilibres croissants entre la demande et l'offre de main-d'œuvre. Un autre changement important dans la nature de l'emploi tient à l'accroissement du nombre de postes non conventionnels et faiblement rémunérés. La croissance de ces formes d'emplois complique le choix des travailleurs en chômage qui avaient auparavant un emploi à plein temps. Par exemple, le fait d'accepter un emploi à temps partiel peut se traduire par une baisse du niveau de vie. Ce facteur, combiné à l'insécurité propre à ce type d'emploi, peut inciter les travailleurs en chômage à rechercher un emploi « traditionnel », quittes à devoir rester en chômage durant une plus longue période. Là encore, il se pose un problème de non concordance entre ce qui est offert par les employeurs (demande de main-d'œuvre) et ce que les travailleurs recherchent (offre de main-d'œuvre). Les données indiquent que bien qu'il y ait eu un accroissement des emplois faiblement rémunérés, la réticence des travailleurs ayant perdu un emploi bien rémunéré à accepter un emploi non conventionnel s'est traduite par un important chômage « d'attente »[9].

***Caractère incertain du marché de l'emploi***

L'incertitude du marché de l'emploi peut être une raison majeure qui pousse les travailleurs à rester dans la même industrie lorsqu'ils perdent leur emploi. Par exemple, les travailleurs peuvent être incapables de déterminer si la demande réduite à laquelle leur entreprise fait face est un phénomène cyclique temporaire ou un changement permanent. S'il s'agit d'un déplacement de nature permanente, il est alors plus intéressant pour eux de supporter les coûts liés à la mobilité et à la perte des compétences propres à leur entreprise pour chercher un emploi dans une autre entreprise ou un autre secteur. Cependant, tant qu'il n'est pas manifeste que la demande pour le produit offert par leur entreprise ne se rétablira pas, il peut être dans leur intérêt d'attendre un éventuel rappel au travail et (ou) de chercher un emploi temporaire dans la même industrie. Les travailleurs qui ont subi une cessation d'emploi peuvent aussi être influencés par l'incertitude au sujet des perspectives d'emploi dans d'autres secteurs, ce qui les inciterait à demeurer dans le même secteur.

Le caractère incertain du marché de l'emploi est un concept *ex ante* et sa quantification exige de recourir à un modèle de prédiction. Notre modèle utilise des données trimestrielles sur l'emploi pour les industries de la classification à un chiffre, pour la période 1965-1988.

Dans un premier temps, nous avons estimé une régression continue de la forme suivante :

$$E_{t,j} = a + a_1 E_{t-1,j} + a_2 E_{t-2,j} + a_3 E_{t-3,j} + a_4 E_{t-4,j} + b_1 Q_t + b_2 Q_{t-1} + b_3 Q_{t-2} + b_4 Q_{t-3} \qquad (9)$$

où

$E_{t,j}$ est le logarithme naturel de l'emploi dans l'industrie $j$ à la période $t$, $Q_t$ est l'écart du logarithme naturel du PIB réel par rapport à sa tendance quadratique.

Le modèle estimé a servi à prédire l'emploi dans l'industrie $j$ à la période $(t + 4)$, étant donné le niveau réel de l'emploi jusqu'à la période $t$ et l'écart du logarithme du PIB réel par rapport à sa tendance quadratique jusqu'à la période $(t + 4)$; le fait d'utiliser les écarts du PIB réel dans chacune des régressions sectorielles a permis d'éviter que les effets des fluctuations globales se neutralisent entre les divers secteurs. Les prévisions ont alors été assujetties à la valeur future (période $t + 4$) des écarts du PIB réel de manière à isoler cette mesure de dispersion sectorielle des effets du cycle économique. Nous avons ensuite calculé l'erreur quadratique moyenne pondérée de ces prévisions :

$$\eta_{t+h} = \sum_{j=1}^{n} (E_{t+h,j}/E_t) \cdot (\hat{E}_{t+h,j} - E_{t+h,j})^2 \qquad (10)$$

où $n$ représente le nombre d'industries.

Le tableau 8 montre les résultats de cette opération. Sur la première ligne figurent les valeurs de $\eta$ pour les diverses périodes. La deuxième ligne donne la valeur cumulative de $\eta$ pour $h = 1$ à 4 trimestres.

Ces résultats laissent penser qu'il y a une augmentation de l'incertitude de l'emploi sectoriel au Canada. Il y a eu une hausse de la disparité intersectorielle des taux de croissance de l'emploi qui n'aurait pu être prédite par des modèles chronologiques simples. Cet accroissement de la dispersion sectorielle n'est pas attribuable aux fluctuations globales observées pendant la période étudiée. L'erreur de prévision pour la période 1985-1988, mesurée par l'erreur quadratique moyenne, est beaucoup plus élevée que pour les périodes précédentes. Ce résultat n'est pas surprenant étant donné la gravité de la récession du début des années 80. Les résultats présentés indiquent une tendance séculaire et les années 80 se caractérisent réellement par une plus grande volatilité que les périodes antérieures. Ce qui est étrange dans les résultats observés, c'est que l'erreur de prévision pour la période 1975-1979 est inférieure à celle de la période précédente. Nos résultats pourraient mener à une conclusion plus modeste, à savoir que l'erreur de prévision a tendance à croître depuis 10 ans.

### *Effets d'entraînement*

Un autre facteur qui influe sur la mobilité interindustrielle est celui des effets d'entraînement. Les changements touchant l'emploi dans une industrie

**Tableau 8**

**Erreur quadratique moyenne pondérée des prévisions de l'emploi, Canada, certaines périodes, 1965-1988**

| | 1965-1969 | 1970-1974 | 1975-1979 | 1980-1984 | 1985-1988 |
|---|---|---|---|---|---|
| $\eta_{t+h}$ | 0,16 | 0,21 | 0,13 | 0,23 | 0,43 |
| $\Sigma_{t+h}\eta_{t+h}$ | 2,96* | 4,21 | 2,56 | 4,63 | 6,39** |

Note $h$ = du premier au dernier trimestre.
*Premier trimestre de 1965 non inclus.
**Dernier trimestre de 1988 non inclus.
Source Calculs des auteurs fondés sur des données de Statistique Canada.

ont des répercussions sur l'emploi dans les industries connexes. Ainsi, une baisse de l'emploi dans l'industrie manufacturière due à une baisse de la demande des produits fabriqués, en l'absence de changement technologique, entraîne une diminution de la demande pour les autres intrants et les services auxiliaires. En conséquence, le chômage augmente dans ces secteurs. Il en résulte une convergence des taux de chômage du secteur de la fabrication et des secteurs connexes.

Une telle convergence freine la mobilité des travailleurs. Dans l'exemple précédent, les travailleurs qui quittent le secteur de la fabrication ont davantage de difficulté à trouver du travail dans une industrie connexe, alors que ce serait normalement la meilleure avenue qui s'offre à eux compte tenu de leurs compétences. Cela peut être une incitation à demeurer dans le même secteur ou, au contraire, à intensifier la recherche d'un emploi dans d'autres secteurs.

Afin d'établir s'il y a réellement des effets d'entraînement et s'ils sont des déterminants importants des tendances sectorielles du chômage, nous avons estimé l'équation suivante pour la période 1975-1987 :

$$UR_{it} = a + b.time + c.e_{tj} + u_t \qquad (11)$$

où $j = 1, 2, \ldots 7$ et $i = 1, 2, \ldots 5$. $UR_{it}$ est le taux de chômage dans l'industrie $i$ à la période $t$, et $e_{tj}$, la croissance de l'emploi dans l'industrie $j$. L'équation inclut aussi le taux de croissance de l'emploi propre à l'industrie étudiée comme variable explicative.

Les résultats de ces estimations semblent indiquer que le secteur de la fabrication est celui dont les effets d'entraînement sont les plus importants au Canada (tableau 9). Une baisse de l'emploi dans la fabrication entraîne une hausse des taux de chômage dans les industries de la construction, du commerce de gros et du commerce de détail, des communications, des services aux entreprises et des services personnels. Les retombées les plus importantes sont le chômage dans l'industrie de la construction faisant suite à un changement dans l'emploi du secteur de la fabrication.

Dans le secteur de la fabrication, les effets d'entraînement pourraient provenir aussi bien d'une modification de la demande d'intrants dans le secteur que d'une perte au niveau de la demande de produits des autres secteurs découlant d'une perte de revenu : une augmentation du chômage dans les industries manufacturières se traduit par une baisse du revenu des travailleurs. Cependant, les répercussions sur les services communautaires, commerciaux et personnels sont sans doute attribuables entièrement à cet effet de revenu, ce qui est une indication de l'importance de ces services comme source d'emploi dans l'économie canadienne.

**Tableau 9**

**Effets d'entraînement interindustriels[1], Canada, 1975-1987**
En pourcentage

| | Variable dépendante : variation du taux de chômage | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | Construction | Fabrication | Transport | Commerce | Services communautaires, commerciaux et personnels |
| Variable indépendante | | | | | |
| Tendance temporelle | –0,018 | –0,011 | –0,007 | –0,009 | –0,008 |
| | (2,538) | (1,802) | (1,350) | (3,074) | (2,273) |
| Croissance de l'emploi | | | | | |
| Agriculture | 0,030 | –0,005 | 0,019 | –0,036 | 0,004 |
| | (0,595) | (0,174) | (0,700) | (1,467) | (0,209) |
| Autres industries primaires | –0,060 | –0,044 | 0,004 | 0,009 | –0,010 |
| | (1,438) | (1,782) | (0,192) | (0,529) | (0,638) |
| Fabrication | –0,253 | –0,319 | –0,063 | –0,143 | –0,058 |
| | (–2,702) | (5,428) | (1,237) | (3,483) | (1,494) |
| Construction | –0,147 | 0,029 | 0,026 | –0,004 | –0,033 |
| | (2,289) | (0,784) | (0,787) | (0,128) | (1,275) |
| Commerce | –0,146 | –0,088 | –0,026 | –0,085 | –0,011 |
| | (1,158) | (1,209) | (0,389) | (1,590) | (0,229) |
| Transport | –0,284 | –0,039 | –0,197 | –0,081 | –0,043 |
| | (3,153) | (0,708) | (3,936) | (2,009) | (1,178) |

**Tableau 9 (fin)**

| | Variable dépendante : variation du taux de chômage | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | Construction | Fabrication | Transport | Commerce | Services communautaires, commerciaux et personnels |
| Services communautaires, commerciaux et personnels | –0,043<br>(0,314) | –0,165<br>(1,977) | –0,034<br>(0,433) | –0,104<br>(1,789) | –0,063<br>(1,173) |
| Constante | 0,881<br>(3,384) | 0,623<br>(2,929) | 0,325<br>(1,726) | 0,477<br>(4,669) | 0,382<br>(3,071) |
| Durbin-Watson | 1,965 | 1,939 | 1,937 | 2,055 | 2,003 |
| $R^2$ | 0,687 | 0,701 | 0,377 | 0,590 | 0,452 |

1 Mesure les effets des variations de l'emploi sur les taux de chômage. Les taux de chômage pour les autres industries primaires n'étaient pas disponibles. Nous n'avons pas retenu l'équation de l'agriculture qui montrait un mauvais ajustement. Les valeurs de la statistique *t* sont indiquées entre parenthèses.

SOURCE Estimations des auteurs à partir des données de Statistique Canada.

### *Contraintes à la mobilité sectorielle chez les travailleurs plus âgés*

Les obstacles à la mobilité que nous avons analysés précédemment peuvent avoir une incidence plus grande dans le cas des travailleurs âgés étant donné leur niveau élevé de compétences spécifiques et les contraintes non liées au marché du travail auxquelles ils font face. Un autre élément critique est le profil salarial de ces travailleurs : comme ils ont tendance à avoir des salaires plus élevés, ils sont moins portés à changer d'emploi.

Les profils de mobilité chez les travailleurs plus âgés ont été en partie déterminés par l'augmentation de l'offre de jeunes travailleurs mobiles qui sont entrés sur le marché du travail depuis les années 70 et qui s'attendent à toucher des salaires moins élevés. La mobilité relative des jeunes travailleurs peut influer sur la mobilité sectorielle des travailleurs plus âgés parce qu'ils s'attendent à recevoir des salaires moins élevés en changeant d'industrie et en sacrifiant leur capital spécifique ou l'ancienneté qu'ils ont accumulée. L'effet net d'une telle situation pourrait être de réduire les avantages de la mobilité pour les travailleurs âgés et d'accroître les avantages relatifs qu'il y aurait à attendre une réembauche. C'est ce qui ressort du fait qu'en 1982, près de la moitié des travailleurs plus âgés ayant subi une cessation d'emploi ont été réembauchés par le même employeur[10]. L'attachement des travailleurs plus âgés à leur ex-employeur et à leur industrie semble fort au Canada.

Enfin, d'autres raisons ont également été avancées pour expliquer la durée (relativement) longue des périodes de chômage chez les travailleurs plus âgés[11]. Certains ont fait valoir que les difficultés d'adaptation observées dans le cas de ces travailleurs peuvent aussi être attribuables à leur façon de chercher du travail et aux pratiques d'embauche des employeurs. Pour ce qui est du premier point, les travailleurs plus âgés sont réputés vouloir profiter davantage de leurs temps libres que les jeunes travailleurs. Cela les incite à chercher moins intensivement un emploi. Quant au second point, les employeurs peuvent se servir de l'âge comme facteur de discrimination parce qu'ils considèrent que l'investissement requis (dans la formation) pourrait ne pas justifier le rendement qu'ils peuvent attendre des travailleurs plus âgés. Les résultats de l'EA de 1986-1987 indique que la recherche d'un emploi est aussi intense chez les travailleurs âgés que chez les plus jeunes, ce qui laisse la discrimination de la part des employeurs comme l'explication la plus plausible des périodes de chômage plus longues chez les travailleurs âgés[12].

## Conclusions

Dans ce document, nous avons analysé les tendances de la mobilité interindustrielle, du chômage et de l'adaptation au marché du travail dans les années 80 à l'aide de séries chronologiques et des données transversales.

Il nous est apparu que la mobilité interindustrielle de la main-d'œuvre affiche une tendance procyclique. Le taux de mobilité en 1985-1986 était inférieur à celui de 1980-1981, période ayant précédé la récession. Dans la mesure où la mobilité interindustrielle de la main-d'œuvre est un indicateur de l'adaptation au marché du travail, le taux de mobilité plus faible enregistré en 1985-1986 indique que le processus d'adaptation du marché du travail est plus lent.

Les données tirées de l'EA conduisent aux constatations suivantes :

- Pour la majorité des personnes qui ont trouvé un emploi, le chômage peut être considéré comme étant de nature frictionnelle et s'inscrivant dans le fonctionnement d'un marché du travail efficace. Les migrants représentent une plus forte proportion des chômeurs que les travailleurs ayant trouvé un nouvel emploi dans la même industrie.

- Les travailleurs ayant subi une cessation d'emploi involontaire et les personnes plus âgées qui sont à la recherche d'un emploi connaissent des périodes de chômage plus longues.

- Environ 20 % des travailleurs ayant subi une cessation d'emploi et n'ayant pas retrouvé de travail en 1986 sont restés en chômage pendant plus de six mois. Les travailleurs plus âgés et ceux qui ont connu une cessation d'emploi involontaire représentent une proportion nettement plus importante des chômeurs.

- La présence de facteurs tels que l'incertitude liée au chômage et les effets d'entraînement peuvent avoir provoqué une baisse de la mobilité interindustrielle et une augmentation de la durée du chômage, notamment chez les travailleurs n'ayant pas trouvé un nouvel emploi.

Les données analysées mènent à des conclusions partagées quant à la possibilité que les fluctuations du chômage au Canada puissent être expliquées à partir de l'hypothèse des déplacements sectoriels, selon les interprétations qu'en ont faites Murphy et Topel ou Lilien. D'une part, la nature procyclique de la mobilité interindustrielle de la main-d'œuvre appuie l'hypothèse de Lilien, mais non celle de Murphy et Topel. D'autre part, le fait que les migrants connaissent des périodes de chômage plus longues que les sédentaires corrobore l'hypothèse de Murphy et Topel, mais non celle de Lilien. Ce qui est clair, toutefois, c'est que les déplacements au niveau de l'activité économique sectorielle ont une incidence significative sur les processus d'adaptation du marché du travail.

Si les fluctuations du chômage sont causées principalement par des chocs sectoriels, des politiques axées sur la demande globale pourraient ne pas être

le meilleur moyen de les atténuer. Peut-être le seul cas où une telle politique pourrait être efficace est en présence d'effets d'entraînement importants. Des politiques axées sur une demande globale expansionniste pourraient contribuer à corriger ces effets et faciliter le processus de réaffectation de la main-d'œuvre. Néanmoins, notre analyse empirique laisse entrevoir que les effets d'entraînement sont engendrés par quelques secteurs et ressentis uniquement dans certains secteurs connexes. Dans de telles circonstances, les politiques axées sur la demande globale risqueraient d'être un remède trop rigoureux.

Les politiques qui visent à faciliter l'adaptation de la main-d'œuvre entre les diverses industries et les diverses régions pourraient se révéler plus profitables lorsqu'il y a des déplacements sectoriels. Un aspect important à considérer dans l'élaboration des politiques est ce qui arrive au niveau de formation propre à un secteur suite à un important choc localisé dans ce secteur. S'il y a incertitude quant à l'emploi, cela signifie que lorsque la demande relative de main-d'œuvre subit le contrecoup de chocs permanents ou transitoires, la main-d'œuvre possédant une formation spécifique n'ira pas vers les nouveaux emplois tant que la permanence du choc ne sera pas établie. En conséquence, la durée du chômage peut être prolongée parce que les travailleurs spécialisés attendent une éventuelle reprise ou à tout le moins que la situation se précise. Si le choc s'avère permanent, les personnes tombées en chômage qui réussissent éventuellement à se trouver un nouvel emploi sacrifient les compétences accumulées antérieurement à la faveur de la transition. Ainsi, à la suite d'un important choc touchant un secteur donné, le niveau moyen de formation spécifique sera moindre de sorte qu'on aura un bassin de travailleurs marginaux susceptibles de se retrouver en chômage. Tel est le processus qui conduit à une augmentation du taux de chômage naturel au lendemain d'un choc. Il est probable que le taux de chômage naturel baissera par la suite alors que les travailleurs recevront graduellement une formation adaptée à une autre profession ou à un autre secteur. Selon ce scénario, une politique favorisant l'acquisition d'une autre formation spécifique pourra réduire le chômage. Le contexte d'une telle politique consistera à faciliter la réaffectation de la main-d'œuvre des secteurs en déclin vers les secteurs en expansion.

# Appendices

## A L'Enquête sur l'activité, 1986

L'Enquête sur l'activité (EA) était parrainée par Emploi et Immigration Canada. Elle a été menée en complément de l'Enquête sur la population active réalisée par Statistique Canada en janvier et février 1987. L'enquête a fourni des données sur l'activité de près de 67 000 personnes en 1986. De ces répondants, 51 000 étaient sur le marché du travail en 1986. On a appliqué aux données tirées de cet échantillon de 51 000 personnes divers coefficients de pondération de façon à ce qu'elles soient représentatives des 13,7 millions de personnes actives sur le marché du travail au Canada à un moment ou l'autre en 1986. Les données présentées dans ce document sont fondées sur cette pondération.

L'EA a été réalisée à nouveau en 1988, ce qui a permis de suivre l'activité des mêmes personnes que lors de l'enquête de 1987.

### Notre sous-échantillon

L'analyse présentée dans ce chapitre porte sur un sous-échantillon de l'EA. Le questionnaire de l'EA permettait à chaque répondant de déclarer jusqu'à cinq emplois en 1986. Cependant, le nombre de répondants ayant déclaré un troisième, un quatrième ou un cinquième emploi pour cette année est trop faible pour être statistiquement utilisable. C'est pourquoi nous avons limité notre échantillon aux personnes ayant déclaré un ou deux emplois. Par conséquent, les données utilisées dans notre analyse se rapportent aux travailleurs ayant quitté leur premier emploi en 1986 qui ont ou n'ont pas trouvé un deuxième emploi la même année. Le fait qu'un certain nombre de travailleurs de l'échantillon aient détenu simultanément plus d'un emploi a rendu plus difficile l'étude des travailleurs ayant quitté leur premier emploi. Nous avons résolu ce problème en excluant du sous-échantillon les cas où le cumul d'emplois excédait quatre semaines.

### Classification des industries et des professions

Les données de l'EA précisent les catégories industrielle et professionnelle pour chaque emploi occupé en 1986, selon une classification à 52 industries et 49 professions (voir l'encadré). Ces catégories correspondent elles-mêmes à un regroupement de codes CTI à trois chiffres. Dans l'étude, les résultats présentés peuvent faire état de l'industrie et de la profession de trois façons :

1 industrie/profession : les données sont présentées en fonction de 52 industries et de 49 professions;

2 groupe industriel/professionnel : les industries sont regroupées en sept groupes et les professions, en 13 groupes;

3 même secteur (même industrie) ou nouveau secteur (nouvelle industrie) : les industries sont regroupées en deux secteurs, le secteur des biens et celui des services.

**Catégories industrielles**

| | Codes EA |
|---|---|
| Secteur des biens | 01-30, 52 |
| Industries primaires | 01-08 |
| Fabrication | 09-28 |
| Construction | 29-30, 52 |
| Secteur des services | 31-51 |
| Services de distribution | 31-36 |
| Services d'information | 37-39, 44 |
| Services non commerciaux | 40-41, 48-51 |
| Services personnels | 42-43, 45-47 |

**Catégories professionnelles**

| | |
|---|---|
| Groupe professionnel | |
| Gestion | 01-03 |
| Professionnel | 04-09 |
| Enseignement | 10-12 |
| Santé | 13-16 |
| Travail de bureau | 17-22 |
| Vente | 23-24 |
| Services | 25-28 |
| Professions du secteur primaire | 29-32 |
| Extraction minière et transformation | 33-37 |
| Fabrication | 38-42 |
| Construction | 43-45 |
| Transport | 46-49 |
| Autres professions | 50 |

**Motif de la cessation d'emploi**

L'EA fait état de plusieurs motifs à l'origine de la cessation d'emploi. Nous les avons réunis en quatre groupes :

| | |
|---|---|
| Départ pour motif personnel | Obligations personnelles ou familiales (y compris les changements à la situation familiale, maladie grave dans la famille, etc.), changement de résidence, départ à la retraite. |
| Départ pour motif non personnel | Insatisfaction au travail en raison d'une rémunération insuffisante, du manque de possibilités d'avancement, de l'absence de possibilités d'utiliser les connaissances ou les compétences acquises, de conditions de travail insatisfaisantes, y compris les conditions matérielles, de problèmes de transport, des heures de travail, de la crainte d'un licenciement, de la sécurité d'emploi ou une réduction possible des heures de travail, de l'acceptation d'un nouvel emploi ou d'un retour aux études. |
| Cessation d'emploi involontaire | Perte d'emploi : licenciements décidés par l'employeur; caractère saisonnier de l'emploi; circonstances économiques ou commerciales autres que saisonnières; départ ou fermeture de l'entreprise; installation d'un nouvel équipement ou conversion; travail sur appel; fin d'un emploi temporaire non saisonnier; congédiement par l'employeur; vente de l'entreprise.<br><br>Interruption d'emploi : cessation d'un emploi temporaire : intempéries; conflits de travail (grève ou lock-out); congé non payé. |
| Autre | Autres motifs de cessation d'emploi mentionnés dans l'enquête ou motif non précisé. |

## B Définition des variables

**Définition des variables utilisées dans les tableaux 6 et 7**

**Âge**

| | |
|---|---|
| 16 à 19 ans | = 1, 0 autrement |
| 20 à 24 ans | = 1, 0 autrement |
| 25 à 34 ans | = 1, 0 autrement |
| 35 à 44 ans | = 1, 0 autrement |
| 45 à 54 ans | = 1, 0 autrement |
| 55 à 64 ans | = 1, 0 autrement |

**Sexe** Féminin = 1, 0 autrement

**Chef de ménage** = 1, 0 autrement

**Étudiant**

Étiez-vous inscrit(e) comme étudiant(e) à temps plein dans une école, un collège ou une université à un moment donné en 1986 ? = 1, 0 autrement

**État matrimonial**

| | |
|---|---|
| Marié(e) | = 1, 0 autrement |
| Célibataire | = 1, 0 autrement |
| Veuf(veuve) ou divorcé(e) | = 1, 0 autrement |

**Niveau de scolarité**

| | |
|---|---|
| Études primaires | = 1, 0 autrement |
| Études secondaires | = 1, 0 autrement |
| Études postsecondaires partielles | = 1, 0 autrement |
| Études postsecondaires | = 1, 0 autrement |
| Études universitaires | = 1, 0 autrement |

**Région**

| | |
|---|---|
| Atlantique | = 1, 0 autrement |
| Ontario | = 1, 0 autrement |
| Québec | = 1, 0 autrement |
| Prairies | = 1, 0 autrement |
| Colombie-Britannique | = 1, 0 autrement |

**Assurance-chômage (AC) et région (variables d'interaction)**

| | |
|---|---|
| AC et Atlantique | = 1 s'il s'agit d'un travailleur ayant reçu des prestations d'assurance-chômage en 1986 et résidant dans une province de l'Atlantique, 0 autrement. |
| AC et Québec | = 1 s'il s'agit d'un travailleur ayant reçu des prestations d'assurance-chômage en 1986 et résidant au Québec, 0 autrement. |

| | |
|---|---|
| AC et Ontario | = 1 s'il s'agit d'un travailleur ayant reçu des prestations d'assurance-chômage en 1986 et résidant en Ontario, 0 autrement. |
| AC et Prairies | = 1 s'il s'agit d'un travailleur ayant reçu des prestations d'assurance-chômage en 1986 et résidant dans une province des Prairies, 0 autrement. |
| AC et Colombie-Britannique | = 1 s'il s'agit d'un travailleur ayant reçu des prestations d'assurance-chômage en 1986 et résidant en Colombie-Britannique, 0 autrement. |

**Profession du dernier emploi**

| | |
|---|---|
| Gestion | = 1, 0 autrement |
| Professionnel | = 1, 0 autrement |
| Enseignement | = 1, 0 autrement |
| Santé | = 1, 0 autrement |
| Travail de bureau | = 1, 0 autrement |
| Vente | = 1, 0 autrement |
| Services | = 1, 0 autrement |
| Profession du secteur primaire | = 1, 0 autrement |
| Extraction minière et transformation | = 1, 0 autrement |
| Fabrication | = 1, 0 autrement |
| Transport | = 1, 0 autrement |
| Construction | = 1, 0 autrement |
| Autre profession | = 1, 0 autrement |

**Industrie du premier emploi** (voir l'appendice A)

| | |
|---|---|
| Agriculture | = 1, 0 autrement |
| Foresterie | = 1, 0 autrement |
| Autre industrie primaire | = 1, 0 autrement |
| Industrie manufacturière | = 1, 0 autrement |
| Industrie de la construction | = 1, 0 autrement |
| Services de distribution | = 1, 0 autrement |
| Services d'information | = 1, 0 autrement |
| Services non commerciaux | = 1, 0 autrement |
| Services personnels | = 1, 0 autrement |

**Motif de la cessation du premier emploi** (voir l'appendice A)

| | |
|---|---|
| Départ, motif personnel | = 1, 0 autrement |
| Départ, motif non personnel | = 1, 0 autrement |
| Cessation d'emploi involontaire – permanente | = 1, 0 autrement |
| Cessation d'emploi involontaire – temporaire | = 1, 0 autrement |
| Autre motif de cessation d'emploi | = 1, 0 autrement |

**Revenu**

| | |
|---|---|
| Aide sociale | = 1 si la personne a touché des prestations d'aide sociale ou de bien-être en 1986, 0 autrement. |

| | |
|---|---|
| Indemnités d'accident du travail | = 1 si la personne a touché des indemnités d'accident du travail en 1986, 0 autrement. |
| Pension | = 1 si la personne est couverte par un régime supplémentaire de retraite outre le RPC, 0 autrement. |

**Employeur/industrie/mobilité professionnelle**

| | |
|---|---|
| Nouvel employeur | = 1 si la personne a changé d'employeur pour son nouvel emploi, 0 autrement. |
| Nouvelle industrie | = 1 si la personne a changé d'industrie pour son nouvel emploi, 0 autrement. Nous avons utilisé 52 catégories d'industrie de l'Enquête sur l'activité (répertoriées à l'appendice H du Guide de l'utilisateur des microdonnées de l'EA). |
| Nouveau secteur | = 1 si la personne a changé de secteur, 0 autrement. Nous avons regroupé les 52 industries en neuf groupes d'industries (tel que mentionné ci-dessus) et en deux secteurs, le secteur des biens et celui des services (voir l'appendice A). |
| Nouvelle profession | = 1 si la personne a changé de profession, 0 autrement. Nous avons utilisé 50 professions de l'EA (répertoriées à l'appendice I du Guide de l'utilisateur des microdonnées de l'EA). Ces 50 professions correspondent à un regroupement des codes à trois chiffres de la Classification type des professions. |
| Durée du premier emploi | = il s'agit d'une variable continue définie comme étant la durée du premier emploi exprimée en mois. |
| Formation partielle donnée par l'État | = 1 si la personne a bénéficié d'un programme de création d'emploi, d'acquisition d'expérience professionnelle, de formation professionnelle ou de tout autre programme connexe parrainé par le gouvernement, 0 autrement. |

**Date de début du chômage**

| | |
|---|---|
| Premier trimestre | = 1 si la personne a quitté son premier emploi durant le premier trimestre de 1986, 0 autrement. |
| Deuxième trimestre | = 1 si la personne a quitté son premier emploi durant le deuxième trimestre de 1986, 0 autrement. |
| Troisième trimestre | = 1 si la personne a quitté son premier emploi durant le troisième trimestre de 1986, 0 autrement. |
| Quatrième trimestre | = 1 si la personne a quitté son premier emploi durant le quatrième trimestre de 1986, 0 autrement. |

## Notes

1 Lilien [1984] propose également un autre modèle théorique qui analyse les aspects microéconomiques du processus de réaffectation de la main-d'œuvre. Ce modèle s'appuie sur l'existence d'un marché de l'emploi fonctionnant de manière efficace, où l'emploi est déterminé par l'égalité entre le revenu marginal du travail et le coût d'opportunité du travail. Toutefois, les déplacements de la main-d'œuvre entre secteurs s'effectuent lentement. Supposons que, dans un tel modèle, un secteur subisse un choc important. L'emploi global chuterait en réaction à ces déplacements sectoriels du fait que le nombre d'heures de travail diminuera davantage dans les entreprises faisant face à une baisse de la demande qu'il n'augmentera dans celles bénéficiant d'une hausse de la demande. Cette conclusion est tirée de l'application des hypothèses classiques relatives à la productivité marginale décroissante du travail et à l'utilité marginale décroissante des loisirs. Cette situation entraîne une augmentation du chômage. Cependant, la théorie permet le rétablissement de l'équilibre ultérieurement lorsque la main-d'œuvre se sera déplacée (lentement) des secteurs caractérisés par un revenu marginal du travail inférieur vers les secteurs où la productivité marginale est supérieure.

2 Pour un aperçu de l'évolution récente des théories sur les déplacements sectoriels et le chômage global, voir Storer [1990].

3 Une bonne partie du débat dans les ouvrages macroéconomiques empiriques porte sur le bien-fondé de l'utilisation de cette variable pour évaluer les déplacements sectoriels. La controverse est centrée sur des questions telles que : la mesure de la dispersion de l'emploi est-elle indépendante de la demande globale ? S'agit-il véritablement d'une variable exogène ?

Un des problèmes tient au fait que les indices de dispersion de l'emploi élaborés par Lilien ne font pas de distinction entre les changements dans l'emploi sectoriel dus à des causes globales et ceux qui résultent de chocs touchant uniquement le secteur. Or, une telle distinction a des implications considérables pour l'élaboration des politiques. Si la variable utilisée est indépendante de la demande globale et a un effet marqué sur la variation du taux de chômage comme Lilien [1982] et Samson [1985] le prétendent en ce qui a trait aux États-Unis et au Canada respectivement, alors la plus grande partie de l'augmentation récente du chômage pourrait être considérée comme du chômage structurel et il faudrait opter pour une politique consistant à raffiner les politiques axées sur le marché de l'emploi. Cependant, si la variable utilisée reflète également les effets de la demande globale comme Abraham et Katz [1986] l'ont constaté dans le cas des États-Unis, les conséquences au niveau des politiques

sont moins évidentes et il pourrait être nécessaire de combiner des politiques visant la demande globale et des politiques axées spécifiquement sur le marché de l'emploi. La question empirique est de savoir s'il est possible d'arriver à une solution satisfaisante en éliminant de l'indice de dispersion de l'emploi les effets de la demande globale. Abraham et Katz [1986] ont constaté que la mesure ainsi obtenue ne permettait pas d'expliquer les variations du taux de chômage. Neelin [1987] a tenté de refaire cet exercice pour le Canada en décomposant les variations de la croissance de l'emploi dans divers secteurs en leurs demandes globale, régionale et propre au secteur. Ses résultats sont analogues à ceux qu'ont obtenus Abraham et Katz en ce sens qu'elle a également constaté que l'élément de demande globale expliquait la plus grande partie de la variation du taux de chômage.

D'autres chercheurs font valoir que cet indice n'est pas véritablement une variable exogène mais, plutôt, l'aboutissement de plusieurs événements exogènes [par exemple, Burns, 1990 et Loungani, 1986].

4 Une autre conclusion tirée par Murphy et Topel à partir de l'hypothèse des déplacements sectoriels veut que la distribution du chômage résultant de chocs spécifiques à un secteur ne sera pas neutre à l'échelle de l'économie. Toutefois, ces auteurs ont constaté qu'en ce qui concerne les États-Unis, la tendance à un accroissement du chômage n'est pas concentrée dans des secteurs particuliers de l'économie. L'augmentation du chômage touche toutes les grandes industries, tous les groupes d'âge et tous les niveaux de scolarité, ainsi que les principales régions du pays. Le rythme et l'amplitude des variations du chômage sont très similaires entre les groupes identifiables. Cette neutralité étendue du chômage les a conduit à remettre en question le rôle des facteurs particuliers à un secteur comme déterminants du chômage aux États-Unis. Toutefois, ils ne vont pas jusqu'à dire que ces facteurs n'ont aucun effet. Des changements touchant un secteur donné peuvent avoir des effets sur d'autres secteurs, en particulier les secteurs connexes. Murphy et Topel ont découvert que le secteur manufacturier a des retombées concentrées sur la région géographique avoisinante. Ces retombées peuvent expliquer en partie l'apparente neutralité des taux de chômage au niveau global, particulièrement lorsque les effets sont importants et se transmettent rapidement.

5 Osberg [1988*a*] élargit son analyse afin d'étudier la relation entre la mobilité interindustrielle et les taux de chômage locaux dans 67 régions économiques du Canada. Ses estimations de l'équation de forme logit indiquent que, dans le cas des travailleuses, il y a une relation négative significative entre la mobilité interindustrielle et le taux de chômage. Les statistiques pour les travailleurs ne révèlent pas de relation statistiquement significative.

6 Contrairement aux tendances observées pour la mobilité industrielle, une proportion importante des travailleurs ayant connu une cessation d'emploi ont retrouvé du travail dans une autre profession. Un peu plus du tiers des personnes qui ont trouvé un emploi sont demeurées dans la même profession, environ 10 % ont opté pour une profession connexe (même groupe de professions) et environ 52 % ont trouvé du travail dans une profession totalement différente. On note très peu de différence dans les tendances de la mobilité des travailleurs ayant quitté leur emploi et de ceux qui l'ont perdu involontairement.

7 Voir Rahman et Gera [1990*b*].

8 Diverses explications de la persistance du chômage ont été offertes. Ces explications sont axées sur le comportement des nouveaux chômeurs et les effets qui en résultent sur la structure de la durée du chômage. La question fondamentale est la suivante : l'augmentation à long terme de la durée du chômage résulte-t-elle de la hausse du nombre des nouveaux chômeurs ou d'une diminution importante des sorties ? [Darby *et al.*, 1985, 1986]. Selon les explications de la persistance du chômage axées sur l'offre, l'accroissement de la persistance du chômage serait dû à la lenteur des travailleurs à accepter les emplois disponibles [Flanagan, 1988]. Cette attitude pourrait être attribuable au fait que la recherche d'un emploi se fait de façon moins intensive [Layard et Nickel, 1987]. La persistance du chômage est également expliquée en fonction de la demande. Selon certains, les employeurs peuvent devenir plus réticents à embaucher du personnel [Flanagan, 1988]. Les raisons d'une telle attitude peuvent être la hausse des coûts fixes liés à l'emploi, l'incertitude quant à la qualité des nouveaux employés et une incertitude grandissante vis-à-vis de la demande future pour les produits. Une autre raison, faisant appel autant à l'offre qu'à la demande, tient à ce que, dans le cas des travailleurs qui s'attendaient à être rappelés par leur employeur au moment de leur mise à pied mais qui ne l'ont pas été, la période de chômage a tendance à être très longue [Katz et Meyer, 1987]. Enfin, la persistance du chômage peut également être attribuable à l'effet de désincitation du programme d'assurance-chômage [Milbourne *et al.*, 1989].

9 Voir Gera et Grenier [1991] et Summers [1986].

10 Voir Canada, ministère de l'Emploi et de l'immigration [1985].

11 Par exemple, voir Rahman et Gera [1990*a*] et Corak [1990].

12 Voir, par exemple, Corak [1990].

## Liste des tableaux


1 Chômage global et mobilité interindustrielle : Canada et États-Unis, 1980-1981, 1982-1983 et 1985-1986 7

2 Déplacement sectoriel et industriel des personnes ayant trouvé un emploi, selon la raison de la cessation d'emploi et l'âge, Canada, 1986 11

3 Déplacement sectoriel des travailleurs ayant changé d'emploi et raison de la cessation d'emploi, par secteur d'origine et de destination, Canada, 1986 13

4 Durée du chômage des personnes ayant trouvé un emploi, selon le déplacement sectoriel, la raison de la cessation d'emploi et l'âge, Canada, 1986 14

5 Durée moyenne du chômage selon la raison de la cessation d'emploi et la mobilité sectorielle, industrielle et professionnelle, Canada, 1986 15

6 Estimation du maximum de vraisemblance de la probabilité de trouver un nouvel emploi 20

7 Équation de la durée du chômage, après correction pour les biais de sélection et de sectionnement 22

8 Erreur quadratique moyenne pondérée des prévisions de l'emploi, Canada, certaines périodes, 1965-1988 27

9 Effets d'entraînement interindustriels, Canada, 1975-1987 29

## Bibliographie


Abraham, Katherine G. et Lawrence Katz [1986], « Cyclical unemployment: Sectoral shifts or aggregate disturbances? », *Journal of Political Economy*, vol. 94, n° 3, p. 507-522.

Burns, Andrew [1990], « Le chômage au Canada – Aspects frictionnels, structurels et conjoncturels », document de travail n° 1, Conseil économique du Canada, Ottawa.

Canada, ministère de l'Emploi et de l'immigration [1985], « An overview of international trade and domestic labour market adjustment in Canada », Ottawa, novembre.

Conseil économique du Canada [1988], *Recibler les priorités*, Vingt-cinquième Exposé annuel, Ottawa, Approvisionnements et Services Canada.

_____ [1990*a*], *L'emploi au futur – Tertiarisation et polarisation*, rapport de synthèse, Ottawa, Approvisionnements et Services Canada.

_____ [1990*b*], *Une décennie de transitions*, Vingt-septième Exposé annuel, Ottawa, Approvisionnements et Services Canada.

_____ [1991], *Tertiarisation et polarisation de l'emploi*, rapport de recherche, Ottawa, Approvisionnements et Services Canada.

Corak, Miles [1990], « Demographics, discrimination and the duration of unemployment among Canadian males », document préparé pour le Conseil économique du Canada, Ottawa.

Darby, M. R., *et al.* [1985], « Unemployment rate dynamics and persistent unemployment under rational expectations », *American Economic Review*, vol. 75, n° 4, septembre, p. 614-637.

_____ [1986], « The ins and outs of unemployment: The ins win », National Bureau of Economic Research, document de travail n° 1997, Cambridge (Mass.), août.

Davis, Steven J. [1987], « Fluctuations in the pace of labour reallocation », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 27, p. 335-400.

Flanagan, R. J. [1988], « Le chômage, un problème d'embauche ? », *Revue économique de l'OCDE*, n° 1, Paris, OCDE, automne.

Fortin, P. [1989], « How natural is Canada's high unemployment rate? », *European Economic Review*, vol. 58, p. 1-17.

Gera, Surendra et Gilles Grenier [1991], « Les écarts de salaires entre les industries et les salaires d'efficience – Certaines données canadiennes », document de travail n° 19, Conseil économique du Canada, Ottawa.

Heckman, J. J. [1979], « Sample selection bias as a specification error », *Econometrica*, vol. 35, p. 16-49.

Katz, Lawrence F. et Bruce D. Meyer [1987], « Unemployment insurance, recall expectations and unemployment outcomes », document polycopié, Université Harvard.

Layard, R. et S. Nickel [1987], « The labour market » dans l'ouvrage publié sous la direction de R. Dornbush et R. Layard, *The Performance of the British Economy*, New York, Oxford University Press.

Lilien, David M. [1982], « Sectoral shifts and cyclical unemployment », *Journal of Political Economy*, vol. 90, n° 4, p. 777-793.

_____ [1984], « A sectoral model of the business cycle », document non publié, Université Southern California, janvier.

_____ [1987], « "Comment" on Murphy and Topel », *NBER Macroeconomics Annual*, vol. 2, p. 63.

Loungani, Prakash [1986], « Oil-price shocks and the dispersion hypothesis », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 68, p. 536-539.

Lucas, Robert E., Jr. et Edward C. Prescott [1974], « Equilibrium search and unemployment », *Journal of Economic Theory*, vol. 7, p. 188-209.

McCallum, J. [1987], « Unemployment in Canada and the United States », *Revue canadienne d'économique*, vol. 10, n° 4, p. 802-822.

Milbourne, R. D., *et al.* [1989], « Unemployment insurance and unemployment dynamics », document de travail n° 750, Département d'économique, Université Queen's, Kingston (Ont.), juin.

Murphy, Kevin M. et Robert H. Topel [1987], « The evolution of unemployment in the United States », *NBER Macroeconomics Annual*, vol. 2, p. 11-58.

Neelin, Janet [1987], « Sectoral shifts and Canadian unemployment », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 69, n° 4, p. 718-723.

Osberg, Lars [1988*a*], « Unemployment and interindustry mobility in Canada in the 1980s », document de travail n° 88-04, Université Dalhousie, Halifax (N.-É.).

_____ [1988*b*], « Is it retirement or unemployment? The constrained labour supply of older Canadians », document polycopié, Université Dalhousie, Halifax (N.-É.), octobre.

Rahman, Syed S. et Surendra Gera [1990*a*], « Le chômage de longue durée au Canada », document de travail n° 12, Conseil économique du Canada, Ottawa.

_____ [1990*b*], « Le déplacement vers les services et l'adaptation de la main-d'œuvre », document préparé pour le Conseil économique du Canada.

Rose, D. E. [1988], « Le TCNA au Canada – Les concepts, les déterminants et les estimations », rapport technique n° 50, Banque du Canada.

Samson, Lucie [1985], « A study of the impact of the sectoral shifts on aggregate unemployment in Canada », *Revue canadienne d'économique*, vol. 18, p. 518-530.

Storer, Paul [1990], « Job search strategy, expected wages and sectoral movers and stayers », document présenté à la réunion de l'Association canadienne des sciences économiques tenue à Victoria (C.-B.), les 2 et 3 juin.

Summers, Lawrence H. [1986], « Why is the unemployment rate so very high near full employment? », *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 2, p. 339-396.